Indice

Capitolo 1

Introduzione

La valutazione della performance di uno strumento finanziario rappresenta un'annosa questione e ancora oggi non c'è unanimità di opinioni su quale sia il modo corretto di affrontare il problema. Una considerazione unanime è comunque che una misura di rendimento non sia sufficiente per valutare la performance, e che questa misura vada corretta per il rischio, per valutare se il rischio supportato è stato adeguatamente compensato.

Ci sono svariati modi di tenere conto della componente di rendimento di uno strumento finanziario, e ne esistono di più per tenere conto del rischio associato a quel dato strumento. Nel momento in cui si vuole compiere la valutazione, si deve sostanzialmente fare una scelta su quale o quali strumenti utilizzare allo scopo.

Per compiere questa scelta è necessario, in primis, capire le ragioni teoriche che hanno portato la letteratura statistica ad interrogarsi su quale fosse l'approccio migliore, facendo una proposta piuttosto che un'altra al riguardo; inoltre bisogna verificare come cambia nella pratica la valutazione a seconda della scelta della misura di performance.

Nella letteratura statistica più recente sono state introdotte moltissime misure di performance con lo scopo di valutare i più vari strumenti di risparmio (Shadwick e Keating, 2002; Sortino e van der Meer, 1991; Kaplan e Knoweles, 2004; Young, 1991; Kestner, 1996; Burke, 1994; Dowd, 2000; Agarwal e Naik, 2004). Lo scopo della tesi è di studiare e confrontare alcune di queste misure, verificando se riescono a cogliere caratteristiche diverse dello strumento finanziario valutato, o se alcune possono essere considerate ridondanti.

Le misure di performance possono assumere valori numericamente molto diversi tra loro, a seconda di come sono state definite e costruite; per questo motivo il confronto sulla capacità di ognuna di esse di valutare in modo diverso un dato strumento finanziario non può essere fatto semplicemente sul valore della misura in sé, ma va fatto su un valore che sia confrontabile tra le varie misure. A questo proposito abbiamo due soluzioni: il ranking ed il rating.

Una misura di performance essendo un rapporto tra una misura di rendimento e una misura di rischio, sarà crescente al migliorare della performance del fondo. In un campione composto da N strumenti finanziari il ranking non è altro che l'assegnazione di un punteggio (rango) crescente all'aumentare del valore della misura di performance considerata e calcolata su ogni asset; perciò il punteggio assegnato può variare da 1 ad N, dove 1 è il rango dell'asset peggiore, in corrispondenza del più piccolo valore assunto dalla misura di performance, e poi il rango è crescente fino ad N in corrispondenza dell'asset migliore e del più grande valore assunto dalla misura di performance.

Il rating è sostanzialmente un voto che viene assegnato ad un oggetto da un rater che può essere una persona, un giudice, uno strumento, un test o una misura di performance. Un rater, in pratica, assegna l'oggetto in questione ad una categoria, precedentemente definita, che esprime il voto. Come accade in molte aree di ricerca, anche nel caso del rating di strumenti finanziari il problema diventa quindi quello di misurare il grado di associazione (tra i ranghi) o di accordo tra due o più raters, e anche in questo caso la letteratura al riguardo è piuttosto corposa (Cohen, 1960; Fleiss, 1971; Siegel e Castellan 1988).

Di solito però i test di accordo o di associazione sono costruiti per testare l'indipendenza tra due raters, e nel caso del rating di strumenti finanziari non è esattamente quello che ci interessa testare. Poiché tutte le misure di performance cercano di valutare lo stesso aspetto di un dato strumento finanziario è piuttosto difficile che producano due rating indipendenti, applicate sulla stessa serie di strumenti finanziari. Per questo motivo diventa più interessante testare qual'è il grado di accordo tra due raters, e se questo porta ad una classificazione del tutto simile; così, per quanto varie misure dichiarino di tenere conto del rischio o di altri fattori in modo diverso, se alla fine portano a due rating praticamente uguali allora alcune di queste misure sono ridondanti e possono essere escluse dall'analisi.

La tesi comincia con una panoramica sulle varie misure di performance presenti attualmente in letteratura indicando per ognuna quali sono i vantaggi e gli svantaggi teorici in termini di assunzioni riguardo alla distribuzione dei rendimenti, in termini di precisone dei risultati e in termini di capacità di cogliere più o meno un dato aspetto del problema di valutazione della performance.

Poichè la tesi si occupa fondamentalmente di valutazione di fondi comuni americani non può astenersi dal confronto con la metodologia di Morningstar che sul mercato è sicuramente la società di rating più autorevole e riconosciuta ad occuparsi di valutazione di fondi. Per questo motivo si descriverà brevemente la metodologia utilizzata da Morningstar, mettendo in luce i presupposti teorici da cui parte.

In tutta la tesi, il nostro interesse è di controllare l'accordo tra rating espressi su scala ordinale. Vengono quindi presentate nel dettaglio le due più classiche misure di associazione e accordo tra due raters, che possano essere utili alla nostra analisi, l'indice di correlazione per ranghi ρ_s di Spearman ed il K di Cohen, misure che sotto l'ipotesi nulla, testano l'indipendenza rispettivamente tra i ranghi o tra i rating ottenuti. A questo punto viene introdotta e descritta nel dettaglio una modifica al tradizionale K di Cohen, il K^*. A differenza delle tradizionali misure di associazione e di accordo il K^* testa sotto l'ipotesi nulla, il livello di equivalenza tra due raters. Il problema è che ipotizzare un rating identico tra due raters differenti implica che si stia ipotizzando un accordo perfetto. Il K^* allenta l'ipotesi di perfetto accordo, che nel caso di rating ottenuti dalla misurazione della performance è troppo forte, ed introduce l'ipotesi di β-equivalenza. Consideriamo due raters β-equivalenti se la probabilità che assegnino lo stesso punteggio ad un soggetto è β, e la probabilità che il punteggio assegnato differisca di una sola classe è 1-β.

La parte di analisi della tesi inizia facendo un lavoro, su fondi comuni americani, simile a quello fatto da Eling e Schumacher (2007), in cui venivano calcolati tutti i ρ_s di Spearman tra coppie di ranghi generati da 13 diverse misure di performnace, applicate a 2763 hedge funds. Dai risultati ottenuti, Eling e Schumacher concludono che la misura della performance non influisce nel ranking degli hedge funds come uno si potrebbe aspettare dopo aver studiato la letteratura.

Non ritenendo sufficiente l'analisi dei ranghi, prendiamo in considerazione anche l'accordo, calcolato con il K di Cohen, tra le categorie generate dalle varie misure di performance, perché nel mondo del risparmio gestito vengono solitamente utilizzati rating di natura categoriale per valutare i fondi, e per sceglierne uno, non si osservano direttamente i ranghi, ma il rating. Inoltre, facciamo variare il modo in cui vengono formate le categorie nelle quali le misure di performance assegnano i fondi, per vedere se il modo il cui scegliamo di valutare i fondi modifica l'associazione tra due raters. Dai dati, la scelta delle categorie non sembra essere infiluente nella valutazione.

Dopo aver ultimato l'analisi sulle categorie, la ripetiamo, anziché tra diverse misure di performance, applicata esclusivamente al Morningstar Risk-Adjusted Return (MRAR). L'MRAR deriva da una funzione di utilità che tiene conto del rischio attraverso un parametro, γ, che rappresenta l'avversione al rischio dell'investitore. Confrontiamo così i rating ottenuti dalla stessa misura di performance, l'MRAR(γ), facendo variare il parametro che dovrebbe tenere conto del rischio e che Morningstar pone a 2, ripetendo l'analisi per le categorie usate in precedenza. Poi, andando sempre più nel particolare, eseguiamo nuovamente questa analisi, ma misurando l'accordo tra i rating ottenuti in termini di β-equivalenza.

Infine vengono presentate le conclusioni.

Capitolo 2

Come misurare la performance di un investimento?

Il termine performance ha una valenza piuttosto generale con la quale si intende di solito il rendimeto realizzato da un portafoglio gestito o da uno strumento finanziario in un dato intervallo di tempo t[1]. Il rendimento di periodo può essere time-weighted ed in questo caso è dato dalla classica variazione di prezzo P:

$$r_t = \frac{P_t - P_{t-1}}{P_{t-1}},$$

oppure Total Return se considerano anche i dividendi D:

$$r_t = \frac{P_t + D_t - P_{t-1}}{P_{t-1}}.$$

Se si vuole avere un'idea della performance su un intervallo di tempo più lungo rispetto al singolo periodo in genere si utilizza la media aritmetica dei rendimenti del singolo periodo,

$$\mathrm{E}[r_t] = \frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T} r_t,$$

se i rendimenti sono percentuali è possibile utilizzare la media geometrica

$$\mathrm{E}[r_t]_G = 1 - \sqrt[T]{\prod_{t=1}^{T}(1 + r_t)},$$

ricordando che la media geometrica è sempre inferiore a quella aritmetica perché vale la seguente relazione

$$\mathrm{E}[r_t]_G \approx \mathrm{E}[r_t] - \frac{1}{2}\sigma^2.$$

[1]L'intervallo di tempo t può essere giornaliero, settimanale, mensile, etc.

Ad ogni modo il rendimento non è completamente informativo e va aggiustato per il rischio dello strumento finanziario considerato, in modo da valutare se il rischio supportato è stato opportunamente compensato. Sono quindi necessarie delle misure di performance aggiustate per il rischio.

Svariate misure di rischio-rendimento sono state introdotte ed utilizzate negli ultimi anni per cercare di individuare gli investimenti migliori.

Prendendo spunto dal lavoro di Eling e Schumacher (2007) è stato condotto un confronto tra il ranking generato da varie misure di performance e quello generato dall'indice di Sharpe per vedere se, effettivamente, tutte queste misure di performance sono necessarie ed aggiungono valore ad un'analisi.

Come vedremo definendole una ad una, queste misure si differenziano le une dalle altre principalmente per come tengono conto del rischio.

2.1 I vari approcci alla misura della performance

2.1.1 L'indice di Sharpe

L'indice di Sharpe (IS) é il rapporto tra la media dei rendimenti in eccesso rispetto alla media dei rendimenti di un titolo privo di rischio, e la deviazione standard dei rendimenti stessi, rappresenta perciò una misura del trade-off tra rendimento e rischio totale. Avendo i dati mensili dello strumento finanziario, *l'indice di Sharpe* si ottiene come segue:

$$Indice\ di\ Sharpe = \frac{\mathrm{E}[r_t] - \mathrm{E}[r_{ft}]}{\sigma},$$

dove r_t è il rendimento mensile del fondo, σ è la deviazione standard, e r_{ft} denota il tasso d'interesse mensile di un titolo privo di rischio. Molti autori comunque concordano sul fatto che l'indice di Sharpe ha due principali problemi nella valutazione della performance, per prima cosa, dato che è una misura basata sui primi due momenti della distribuzione, andrebbe bene se i rendimenti fossero normali, cosa che ormai sappiamo non essere vera nel caso dei rendimenti finanziari in generale, e sempre di più con l'avvento di derivati e fondi hedge, ed in secondo luogo non è adatto a valutare la performance di un portafoglio allocato su più asset, dato che non tiene conto dell'eventuale correlazione presente.

2.1.2 Misure di performance basate su momenti parziali

Lower Partial Moment ed Higher Partial Moment, rispettivamente LPM ed HPM, sono momenti parziali che misurano lo scarto (rispettivamente positivo o negativo), da un livello minimo accettabile di rendimento τ detto target, e vengono calcolati di un certo ordine m.

Le interpretazioni sono varie e volendo fare qualche esempio l'LPM di ordine 0 viene interpretato come probabilità di shortfall, cioè la probabilità di osservare un rendimento minore del target, quello di ordine 1 come l'expected shortfall, cioè la media dei rendimenti inferiori al target, e quello di ordine 2 come semivarianza, cioè la varianza dei soli rendimenti inferiori al target. Comunque sia più un investitore è avverso al rischio più dovrebbe aumentare l'ordine dell'LPM nel valutare i propri investimenti. LPM e HPM di ordine m si calcolano come segue:

$$LPM_m = \frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T} max[\tau - r_t, 0]^m;$$

$$HPM_m = \frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T} max[r_t - \tau, 0]^m.$$

Misure di performance che utilizzano LPM di ordine 1,2 e 3 sono ad esempio *Omega* (Ω) (Shadwick e Keating, 2002), *l'indice di Sortino* (So) (Sortino e van der Meer, 1991), e *Kappa3* (K3) (Kaplan e Knowles, 2004):

$$Omega = \frac{\mathrm{E}[r_t] - \tau}{LPM_1(\tau)} + 1;$$

$$Indice\ di\ Sortino = \frac{\mathrm{E}[r_t] - \tau}{(LPM_2(\tau)^{1/2}};$$

$$Kappa\,3 = \frac{\mathrm{E}[r_t] - \tau}{(LPM_3(\tau))^{1/3}}.$$

Un'altra misura che combina HPM di ordine 1 e LPM di ordine 2 è *l'Upside potential ratio* (UR) (Sortino, van der Meer, Plantinga, 1999). Il principale vantaggio di questa misura è la coerenza tra numeratore e denominatore nel considerare lo scarto dal minimo livello di rendimento accettabile τ, si calcola come segue:

$$Upside\ potential\ ratio = \frac{HPM_1(\tau)}{(LPM_2(\tau))^{1/2}}.$$

Sia la proposta di Sortino e van der Meer (l'indice di Sortino, 1991), sia quella di Shadwick e Keating (l'Omega, 2002) basano le loro motivazioni teoriche sul fatto che un investitore potrebbe non essere indifferente a 2 distribuzioni dei rendimenti del proprio portafoglio, anche se queste due hanno di fatto la stessa media e la stessa varianza e perciò lo stesso indice di Sharpe. A questo proposito Shadwick e Keating riportano graficamente vari esempi di distribuzioni completamente diverse tra loro ma con medesima media e medesima varianza. Una prima critica che si potrebbe muovere al modo in cui pongono il problema è che una delle due distribuzioni, che propongono per sostenere la loro tesi, è decisamente "fantasiosa", come si può notare leggendo il loro articolo. Ad ogni modo, la loro tesi è che queste misure non tralasciano nessuna informazione e sono delle funzioni equivalenti alla distribuzione di interesse dei rendimenti e non semplicemente una loro approssimazione.

Un punto sul quale insistono è che, calcolando misure su momenti parziali, si possono evitare le assunzioni sulla distribuzione dei rendimenti, dato che non stiamo più cercando di descriverne l'andamento, e limitarsi a verificare i risultati che l'indicatore ci fornisce facendo l'unica assunzione che *"di più è meglio"*, di volta in volta spostando la soglia di rendimento che ci si pone come target.

Un altro punto che Shadwick e Keating propongono a vantaggio di queste misure è che non è nemmeno necessario ipotizzare funzioni di utilità o funzioni di preferenza per il rischio, limitandosi ad assumere che nessun investitore razionale potrebbe non essere d'accordo con l'affermazione *"di più è meglio"*. In più l'Omega non toglie nulla alla qualità della misura se i rendimenti sono normali, e se il traget è 0, poichè nel caso in cui non si riveli migliore, è equivalente all'indice di Sharpe.

Date queste giustificazioni teoriche, le misure relative ai momenti parziali possono garantire un miglioramento sostanziale della valutazione in termini di ranghi e classificazione se i momenti superiori al secondo giocano un ruolo nella performance finale. Il nostro interesse sarà di verificare se e quanto questo è vero, e posto che il vantaggio teorico di queste misure è considerevole, cercheremo di verificare, e se possibile quantificare, a quanto ammonta il vantaggio pratico.

Sortino e van der Meer (2001) hanno già provato a produrre un'analisi simile, preoccupandosi di verificare la correlazione tra i ranghi prodotti dall'indice di Sharpe e l'Upside potential ratio[2], verificando che la correlazione tra queste serie di ranghi è superiore al 97%[3]. Cercando poi di sezionare l'analisi dei ranghi, hanno notato che la differenza massima di assegnazione di rango tra le due misure è -276 e che l'87,4% delle differenze in termini di rango oscilla tra +78 e -98, sostenendo quindi che a livello di singolo fondo la differenza di valutazione può essere notevole.

Tuttavia il campione da loro utilizzato era di 4890 fondi, numero che sembra rendere veniale anche la differenza di rango massimo osservata.

2.1.3 Misure di performance basate sul drawdown

Il drawdown di uno strumento finanziario è la perdita generata in un dato orizzonte temporale di investimento. È un misura del declino da un massimo relativo storico ad il minimo relativo seguente, e la più grande escursione di questo tipo, nel periodo considerato, prende il nome di massimo drawdown.

[2]misura di performance proposta sempre da loro nel 1999 in seguito alla proposta dell'indice di Sortino del 1991.

[3]Nella loro analisi hanno fatto la prova ponendo il target τ dell'UPR a due differenti livelli: 0 e R_f.

Le misure basate sul drawdown sono molto apprezzate ed usate in pratica perché considerano il rendimento in relazione alle più grandi perdite subite. I consulenti, ed in particolare quelli che operano sui derivati, le considerano misure importanti poiché sono un indice di quello che sembra essere il miglior approccio possibile ai mercati: *accumulare continuamente gli utili, limitando in modo consistente le perdite.*

Nelle misure basate sul drawdown in un periodo che va da t a T indicheremo con MD_1 la più grande perdita subita dallo strumento i nel lasso di tempo considerato, MD_2 sarà la seconda perdita in ordine di grandezza e così via, ricordando che il calcolo dei drawdown, qualora presenti, ci restituirà sempre dei rendimenti negativi[4]. L'*indice di Calmar* (CR) (Young, 1991), l'*indice di Sterling* (St) (Kestner, 1996), e l'*indice di Burke* (BR) (Burke, 1994) usano il massimo drawdown o in alternativa una media degli N drawdown più grandi per misurare la performance in relazione al rischio e vengono calcolati nel modo seguente:[5]

$$\begin{aligned} \textit{Indice di Calmar} &= \frac{\mathrm{E}[r_t] - \mathrm{E}[r_{ft}]}{-MD_1}; \\ \textit{Indice di Sterling} &= \frac{\mathrm{E}[r_t] - \mathrm{E}[r_{ft}]}{\frac{1}{N}\sum_{j=1}^{N}(-MD_j)}; \\ \textit{Indice di Burke} &= \frac{\mathrm{E}[r_t] - \mathrm{E}[r_{ft}]}{\sqrt[2]{\frac{1}{N}\sum_{j=1}^{N} MD_j^2}}. \end{aligned}$$

2.1.4 Misure di performance basate sul Value-at-Risk

Il Value at Risk (VaR) è una misura di rischio che risponde alla necessità di elaborare un indicatore sintetico che fornisca una indicazione della massima perdita (potenziale) di una posizione finanziaria

- durante un determinato intervallo di tempo (h periodi);
- con una determinata probabilità (α);

[4]I Drawdown sono calcolati utilizzando la media geometrica dei rendimenti mensili durante il periodo negativo, ed i calcoli sono stati effettuati nel seguente modo:

$$D_1 = \begin{cases} 0 \text{ se } R_1 \geq 0 \\ R_1 \text{ se } R_1 < 0 \end{cases}$$

e poi i D_t vengono calcolati ricorsivamente come:

$$D_t = ((1 + D_{t-1}) * (1 + R_t) - 1)I((1 + D_{t-1})(1 + R_t) < 1)$$

.

[5]Definendo gli indici di Calmar e Sterling i drawdown sono preceduti dal segno meno, poichè, essendo rendimenti negativi, rendiamo il denominatore positivo e crescente rispetto al rischio.

- in condizioni normali di mercato.

Il VaR dipende quindi dai movimeti dei prezzi, rappresentati dai rendimenti che possono essere pensati come delle variabili casuali.

Per definizione, il VaR ad h periodi, al livello α, è quel valore x tale che la probabilità di subire una perdita pari ad x nei prossimi h periodi, è proprio uguale ad α. Uno dei principali vantaggi del VaR è che rappresenta una misura molto studiata sia dal punto di vista accademico sia dagli operatori[6], in più è una misura di facile comprensione. Ci sono molti modi, per calcolare il Var, ad ogni modo, nel caso valga l'ipotesi di rendimenti normalmente distribuiti[7] il VaR può essere calcolato $VaR = -\left(\mathrm{E}[r_t] + z_\alpha \cdot \sigma\right)$, dove z_α rappresenta il quantile α-esimo della distribuzione normale standard. Come si capisce dal calcolo di questa misura di rischio siamo ancora nel caso in cui stiamo approssimando la distribuzione dei rendimenti a quella normale, e perciò, di fatto, questa soluzione non sembra poter ovviare alle critiche mosse all'indice di Sharpe. Si potrebbe pensare di testare una misura di performance basata sul VaR cambiando di volta in volta la metodologia di calcolo di quest'ultimo e controllando se ci sono differenze significative, ma richiederebbe un'analisi specifica e non è quello che ci interessa fare.

Oltre al VaR classico in letteratura sono usati anche il VaR condizionato e modificato. Il Var condizionato è defínto da

$$CVaR = \mathrm{E}(-r_t | r_t \leq -VaR),$$

cioè facendo la media della coda sinistra dei rendimenti che hanno superato la soglia del VaR, dato l'intervallo di confidenza scelto. Già con questa misura le cose cambiano rispetto al VaR classico poichè, indipendentemente da come è stato calcolato il VaR soglia, ci permette in teoria di cogliere se la coda sinistra dei rendimenti in questione è particolarmente "spessa" e ci permette inoltre di tenere in considerazione il presentarsi di rendimenti particolarmente estremi, ovviamente in negativo, includendoli nel calcolo di "questa media della coda sinistra", fissata una data soglia.

Il VaR modificato ha come obbiettivo il voler tenere conto della non normalità dei rendimenti considerando anche momenti successivi come simmetria e curtosi. Il VaR modificato definito sulla base dell'espansione di Cornish e Fisher viene calcolato come $MVaR = -(\mathrm{E}[r_t] + \sigma \cdot (z_\alpha + (z_\alpha^2 - 1) \cdot \mathrm{S}/6 + (z_\alpha^3 - 3 \cdot \mathrm{z}_\alpha) \cdot \mathrm{E}/24 - (2 \cdot \mathrm{z}_\alpha^3 - 5 \cdot \mathrm{z}_\alpha) \cdot \mathrm{S}^2/36))$, dove S rappresenta la simmetria e E l'eccesso di curtosi[8] calcolati in funzione dei momenti

[6] Il Comitato di Basilea ha individuato il VaR come misura per fissare il capitale di vigilanza.

[7] Pur sapendo che per i rendimenti finanziari di solito questa ipotesi non vale, nel calcolo del VaR classico la assumeremo valida per semplicità

[8] Nel calcolo, la statistica di simmetria utilizzata è stata $\beta_1 = \frac{m_3^2}{m_2^3}$ mentre per l'indice di curtosi si è utilizzata la statistica $\beta_2 = \frac{m_4}{m_2^2}$ dove m_k è il momento centrato di ordine k

centrati[9] di grado adeguato per l'asset. Analogamente a quanto detto per le misure basate sui momenti parziali questa misura è perciò in grado di cogliere eventuali eccessi di Curtosi (code spesse), o asimmetrie negative, diventando in questi casi maggiore dei VaR calcolati in modo tradizionale, e, di conseguenza, diminuendo la misura di performance. Anche in questo caso per quanto il vantaggio teorico sia notevole cercheremo di quantificarlo in termini di risultati nella valutazione.

Le misure di performance così ottenute sono rispettivamente *l'eccesso di rendimento sul VaR* (EVaR) (Dowd, 2000), *l'indice di Sharpe condizionato* (CS) (Agarwal e Naik, 2004), e *l'indice di Sharpe modificato* (MS) (Gregoriou e Gueyie, 2003) che vengono usati quando il rischio è misurato utilizzando il VaR, il VaR condizionato oppure il VaR modificato:

$$Excess\, return\, on\, VaR = \frac{\mathrm{E}[r_t] - \mathrm{E}[r_{ft}]}{VaR};$$
$$Conditional\, Sharpe\, ratio = \frac{\mathrm{E}[r_t] - \mathrm{E}[r_{ft}]}{CVaR};$$
$$Modified\, Sharpe\, ratio = \frac{\mathrm{E}[r_t] - \mathrm{E}[r_{ft}]}{MVaR}.$$

2.1.5 Misure di performance ottenute dal CAPM

Il CAPM (Capital Asset Pricing Model) proposto da Sharpe (1964), è un modello che fornisce una relazione per determinare i rendimenti attesi di un asset rischioso in funzione dei rendimenti del portafoglio di mercato. La relazione (teorica)

$$\mathrm{E}[r_t] - \mathrm{E}[r_{ft}] = (\mathrm{E}[r_{mt}] - \mathrm{E}[r_{ft}]) \cdot \beta$$

lega quindi gli extra-rendimenti dell'asset rispetto al titolo privo di rischio($\mathrm{E}[r_t] - \mathrm{E}[r_{ft}]$) con gli extra-rendimenti del portafoglio di mercato ($\mathrm{E}[r_{mt}] - \mathrm{E}[r_{ft}]$).

Uno dei principali problemi del CAPM è che funziona solo se sono vere molte ipotesi, alcune delle quali molto forti:

- gli agenti sono price-takers, agiscono come se le loro scelte non influenzassero il livello dei prezzi;
- gli agenti hanno tutti lo stesso orizzonte di investimento;
- gli agenti possono investire in tutte le tipologie di asset trattate in un mercato aperto;
- gli agenti hanno a disposizione un investimento privo di rischio con un tasso fisso, comune a tutti;

[9] Con il momento centrato di ordine k definito come la media della k-esima potenza dello scarto dalla media μ, in genarale: $m_k = \sum_{i=1}^{t}(x_t - \mu)^k$

- non ci sono vincoli all'indebitamento al tasso privo di rischio;
- non ci sono costi di transazione;
- non ci sono tasse sui profitti;
- gli agrnti hanno una funzione di utilità quadratica;
- gli agenti effettuano delle scelte di investimento sulla base dei primi due momenti dei rendimenti rischiosi;
- non ci sono vendite allo scoperto.

Se le precedenti assunzioni sono soddisfatte allora tutti gli agenti investono sulla base delle stesse medie, varianze e covarianze, quindi investiranno tutti nello stesso portafoglio rischioso. Le diverse allocazioni dipenderanno dalla diversa avversione al rischio dei vari agenti. Poiché l'insieme degli asset rischiosi è comune a tutti gli agenti, ne consegue che il portafoglio di tangenza non può che essere il portafoglio di mercato. Sfruttando un risultato ottenuto in precedenza possiamo ottenere una relazione tra i rendimenti dei titoli rischiosi e la covarianza tra gli stessi rendimenti ed il rendimento del portafoglio di mercato. Un altro problema è la scelta del portafoglio di mercato nel calcolo del modello. Spesso si utilizza un indice opportunamente scelto del mercato cui fanno riferimento gli asset da analizzare, tuttavia il vero portafoglio di mercato resta fondamentalmente ignoto. Per tutte queste ragioni recentemente, il CAPM è stato messo sotto accusa dalla stessa letteratura scientifica che ormai sembra riconoscere che, come modello di equilibrio, non funziona. Molto della letteratura a riguardo lo dobbiamo a F.Fama e K.R. French.

Ci sono due classiche misure di performance basate sul CAPM, *l'α di Jensen* (α) che identifica l'eccesso di rendimento del fondo rispetto a quello di equilibrio calcolato con il CAPM, e *l'indice di Treynor* (T) che considera l'eccesso di rendimento dell'asset in relazione al suo β che viene calcolato sempre utilizzando il classico modello del CAPM rispetto ad un benchmark di riferimento. I due indici si possono ottenere come segue:

$$Jensen\,\alpha = (\mathrm{E}[r_t] - \mathrm{E}[r_{ft}]) - (\mathrm{E}[r_{mt}] - \mathrm{E}[r_{ft}]) \cdot \beta;$$

$$Indice\,di\,Treynor = \frac{\mathrm{E}[r_t] - \mathrm{E}[r_{ft}]}{\beta}.$$

2.1.6 l'MRAR di Morningstar e relativo rating

Un esempio del rating per i fondi ci viene offerto da Morningstar, che classifica i fondi assegnando loro un valore in stelle che va da una a cinque. Secondo Morningstar ci sono svariate ragioni teoriche per cui la loro metodologia è migliore rispetto alle tradizionali misure di rischio-rendimento. Una misura di rendimento corretta per il rischio implica che prima di paragonare il rendimento di due fondi bisogna prima "correggerlo" per la propria specifica componente di rischio.

Un esempio di come questo a volte possa essere controintuitivo viene riportato da Morningstar considerando il caso dell'indice di Sharpe: se due fondi hanno un rendimento positivo uguale, allora quello con la volatilità più bassa ottiene una performance di Sharpe più alta. Ma se gli stessi due fondi hanno lo stesso rendimento negativo, allora la performance di Sharpe più alta la ottiene il fondo più volatile, questo è consistente con la teoria di efficienza del portafoglio anche se molti investitori, a pelle, lo trovano poco sensato. Così, soprattutto durante le fasi molto negative di mercato, ci si chiede se queste misure di performance, aggiustate per il rischio, siano adatte.

Inoltre Morningstar dichiara che il suo rating possiede altri due miglioramenti rispetto all'indice di Sharpe nel misurare il rischio: in primis non fa ipotesi sulla distribuzione dei rendimenti (normalità o altro) e tiene conto più della volatilità "al ribasso" (quella che agli investitori non piace), che di quella al rialzo (quella che agli investitori piace) attraverso il parametro che esprime l'avversione al rischio γ.

La procedura si divide in due passi:

1. Morningstar definisce una serie di categorie in ognuna delle quali applicherà la propria procedura di rating. In generale i fondi vengono raggruppati in base a vari elementi che contraddistinguono le aziende su cui sono investiti come

   - lo stile Value o Growth,
   - la ciclicità degli investimenti,
   - la dimensione,
   - la localizzazione,
   - il settore industriale,
   - il merito di credito,
   - il track record per rendimenti e volatilità,
   - altri fattori non sempre menzionati.

   Ad esempio le categorie possono essere: Equity US Large Value, Equity US Medium Value, Equity Europe ... Da questa categorizzazione deriva il fatto che quando noi osserviamo le 5 stelle di Morningstar dobbiamo sempre tenere presente che il fondo in questione è tra i migliori *della sua categoria.*

2. Il secondo passo consiste nel calcolare l'indicatore di performance MRAR, con il quale i fondi verranno poi ordinati e raggrupati in classi con quel dato numero di stelle.

All'interno di ogni categoria, per ogni fondo vengono calcolati i *total return* mensili percentuali, al netto delle commissioni e tenuto conto di eventuali cedole o dividendi. Per quello che riguarda le assunzioni, Morningstar evita di fare qualunque ipotesi sulla distribuzione dei rendimenti, utilizza la teoria secondo la quale ogni individuo ha una funzione di utilità attesa, e sceglie di descrivere questa funzione con una curva di tipo esponenziale, in modo, inoltre, che la quantità di ricchezza iniziale non interferisca nello sviluppo della formula per trovare la misura di performance e di conseguenza nel ranking. La funzione di utilità scelta da Morningstar è la seguente:

$$U(W) = \begin{cases} -\frac{W^{-\gamma}}{\gamma}, & \gamma > -1, \gamma \neq 0 \\ ln(W), & \gamma = 0. \end{cases}$$

Perciò possiamo determinare un certo livello di utilità a seconda di TR (il total return) del periodo considerato, e questo indipendentemente dall'ampiezza del periodo,

$$U(W_0(1 + TR)) = \begin{cases} W_0^{-\gamma} U(1 + TR), & \gamma > -1, \gamma \neq 0 \\ ln(W_0) + U(1 + TR), & \gamma = 0, \end{cases}$$

dove W_0 è la ricchezza iniziale e come già detto γ rappresenta il parametro di avversione al rischio.

Se γ è minore di -1 stiamo ipotizzando che in qualche modo l'investitore sia amante del rischio, preferendo un rendimento volatile ad uno certo anche a parità di rendimento.

Se γ è -1 siamo in presenza di un investitore indifferente al rischio a parità di media aritmetica. Questo investitore è indifferente rispetto a due fondi uno che rende sempre il 2% al mese e l'altro che mantiene una media di rendimento del 2% (con la stessa probabilità di ottenere 2%, -4% o 8% ogni mese), nonostante la volatilità del seconto.

Se γ è 0 siamo in presenza di un investitore indifferente al rischio a parità di media geometrica. Questo investitore è indifferente rispetto a due fondi uno che rende sempre il 1,88% al mese e l'altro che mantiene una media di rendimento del 2% (con la stessa probabilità di ottenere 2%, -4% o 8% ogni mese, poichè la sua media geometrica è 1,88%). Ci si aspetta che lo stesso investimento cresca dello stesso ammontare in entrambi i fondi dopo un anno. Il premio per il rischio che l'investitore richiede è la differenza tra la media aritmetica dell'investimento rischioso ed il rendimento privo di rischio. In questo caso il rendimento privo di rischio è uguale alla media geometrica dell'investimento rischioso ed il premio per il rischio è 0,12.

Se γ è maggiore di 0 allora l'investitore richiede un premio per il rischio maggiore della differenza tra media geometrica e media aritmetica per scegliere il portafoglio rischioso. Ad esempio, con γ=2, l'investitore è indifferente tra un fondo che guadagna costantemente l'1,65% ed uno rischioso che rende il 2% in media, con la stessa probabilità di ottenere 2%, -4% o 8% ogni mese. In questo caso il premio per il rischio richiesto è 0,35 al mese.

Nella pratica, la maggior parte dei modelli assumono un investitore avverso al rischio e quindi γ deve essere maggiore di -1.

Poi, tenendo conto del tasso risk-free e ponendo che la ricchezza iniziale sia pari ad 1 andiamo a sostituire nella formula della funzione di utilità $W_0 = \frac{1}{1+Rf}$ ottenendo:

$$U(W_0(1+LR)) = U\left(\frac{1+LR}{1+Rf}\right) = U(1+ER) = \begin{cases} \frac{(1+ER)^{-\gamma}}{\gamma}, & \gamma > -1, \gamma \neq 0 \\ ln(1+ER), & \gamma = 0 \end{cases}$$

Dove Rf è appunto il tasso risk-free, LR è il total return del periodo *al netto delle commissioni*, ed ER rappresenta l'eccesso di rendimento rispetto al tasso privo di rischio. Andiamo poi a cercare il rendimento che soddisfa la relazione tra il rendimento atteso e l'equivalente certo[10], indicato come $ER^{CE}(\gamma)$, così definita

$$U(1 + ER^{CE}(\gamma)) = [U(1 + ER)],$$

ed applichiamo a questa relazione la funzione di utilità ipotizzata sopra ottenendo

$$1 + ER^{CE} = \begin{cases} \mathrm{E}\left[(1 + ER)^{-\gamma}\right]^{-\frac{1}{\gamma}}, & \gamma > -1, \gamma \neq 0 \\ e^{\mathrm{E}[ln(1+ER)]}, & \gamma = 0. \end{cases}$$

In questo caso ER^{CE} è un tasso empirico annualizzato da cui si può ricavare la formula per l'indicatore finale che chiameremo MRAR. Morningstar, per il calcolo del suo indicatore, utilizza le preceenti quantità ER, LR e Rf calcolate su periodo mensile. La formula finale che otteniamo, per $\gamma \neq 0$ è la seguente:

$$MRAR(\gamma) = \left[\frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T}(1 + ER_t)^{-\gamma}\right]^{-\frac{12}{\gamma}} - 1. \tag{2.1}$$

Se invece vogliamo considerare il caso $\gamma = 0$ allora la formula diventa

$$MRAR(0) = \left[\prod_{t=1}^{T}(1 + ER_t)\right]^{\frac{12}{T}} - 1. \tag{2.2}$$

Morningstar nel calcolo della propria analisi utilizza $\gamma = 2$.

Inoltre Morningstar corregge il calcolo dell'indicatore tenendo conto delle tasse, dei dividendi pagati e delle commissioni dei gestori.

Infine i fondi vengono ordinati in senso crescente secondo il valore di MRAR, e le stelle attribuite a seconda della posizione in questa graduatoria:

[10]secondo la teoria dell'utilità attesa è il rendimento privo di rischio che garantisce la stessa utilità dell'extra rendimento del portafoglio rischioso, che è ovviamente variabile.

- 1 Stella è attribuita al 10% inferiore
- 2 Stelle sono attribuite tra il 10% ed il 32,5%
- 3 Stelle sono attribuite tra il 32,5% ed il 67,5%
- 4 Stelle sono attribuite tra il 67,5% ed il 90%
- 5 Stelle sono attribuite al 10% superiore.

Servono almeno 3 anni di dati per avere il ranking Morningstar di un fondo, ma se sono disponibili 5 anni allora l'indicatore viene ottenuto con la media ponderata $40\%M(3) + 60\%M(5)$, se ci sono 10 anni disponibili la media ponderata diventa $50\%M(10) + 30\%M(5) + 20\%M(3)$.

Capitolo 3

Misure di associazione

Nelle ricerche sperimentali spesso si desidera stabilire se due serie di punteggi stabiliscono tra di loro un rapporto, e se lo fanno quale sia il grado di tale relazione. Stabilire se esiste una correlazione tra due o più variabili può essere lo scopo principale di alcuni tipi di ricerca, oppure, stabilire l'esistenza di una correlazione può diventare una tappa di una ricerca avente altri fini, come quando si usano misure di correlazione per verificare l'attendibilità di osservazioni sperimentali.

Nella statistica parametrica, la misura di correlazione, abitualmente usata, è il coefficiente di correlazione ρ di Pearson. Questo coefficiente per un'interpretazione corretta della statistica, richiede che le variabili, sulle quali si attuano le misurazioni, siano espresse sulla stessa scala di misura. Se si vuole anche verificare la significatività del coefficiente ρ, si deve anche postulare che le osservazioni provengano da una normale bivariata. Inoltre, fatte tutte queste assunzioni, il coefficiente di Pearson misura il grado di una relazione lineare tra le due variabili.

A questo proposito, per i casi in cui i precedenti postulati non sono sensati, si possono utilizzare misure di associazione non parametriche ed i corrispondenti test di significatività. Questi test non pongono restrizioni relativamente alla forma della popolazione e sono validi sia per dati nominali che ordinali. Vi sono test che verificano la presenza di una relazione monotona (non necessariamente lineare), altri che misurano qualunque tipo di associazione.

Di seguito presenteremo alcune di queste misure che potrebbero essere utili per la nostra analisi ed in generale per tutte le analisi di questo tipo, cercando di mettere in luce pregi e difetti di ognuna.

3.1 Il coefficiente di correlazione per ranghi di Spearman

3.1.1 Metodo

Se $x = X - \overline{X}$, dove $\overline{X}$ è la media della variabile X, e se $y = Y - \overline{Y}$, dove $\overline{Y}$ è la media della variabile Y, allora l'espressione generale per il coefficiente di correlazione prodotto-momento di Pearson è

$$r = \frac{\sum xy}{\sqrt{\sum x^2 \sum y^2}}$$

in cui, le somme si riferiscono agli N valori del campione[1].

È possibile osservare che la correlazione tra due serie di *ranghi* è perfetta solo se $X_i = Y_i$, dove X e Y sono variabili già espresse in ranghi. Perciò sembra logico usare le differenze

$$d_i = X_i - Y_i$$

come indice della discordanza tra due serie di ranghi.

Quando X e Y sono ranghi, $\rho = \rho_s$ e, sapendo che i dati sono disposti in ranghi, è possibile semplificare l'equazione del ρ di Pearson per ottenere l'equazione del coefficiente di correlazione per ranghi di Spearman:

$$\rho_s = \frac{\sum x^2 + \sum y^2 - \sum d^2}{2\sqrt{\sum x^2 \sum y^2}}$$

e con un passaggio aggiuntivo ottenere

$$\rho_s = 1 - \frac{6 \sum d^2}{N^3 - N}.$$

3.1.2 Test per la significatività di ρ_s

Intanto ricordiamo che per il coefficiente di correlazione per ranghi di Spearman l'ipotesi da verificare è H_0: non c'è correlazione tra X e Y, contro H_1: c'è correlazione positiva (o negativa). Non abbiamo specificato le due ipotesi come H_0: $\rho_s = 0$ conto H_1: $\rho_s \neq 0$, poichè, diversamente dal caso in cui le variabili erano distribuite normalmente, $\rho_s = 0$ non significa necessariamente che le variabili sono indipendenti, mentre se sono indipendenti $\rho_s = 0$, quindi bisogna essere cauti nell'interpretare la significatività di ρ_s.

[1] Da qui in poi utilizzeremo la forma abbreviata di sommatoria, dando per scontato che ci stiamo riferendo a tutte le N variabili.

Campioni "piccoli"

Se l'ipotesi nulla è vera tutte le possibili disposizioni in ranghi per X e per Y sono ugualmente probabili e la probabilità che si verifichi "una specifica" disposizione dei punteggi di X, con una particolare di quelli di Y, è di $\frac{1}{N!}$. Quando H_0 è vera , la probabilità di ottenere un ρ_s particolare è proporzionale al numero di permutazioni possibili calcolate su quel valore.

Per ottenere i possibili valori di ρ_s e le rispettive probabilità sotto H_0 si può procedere caso per caso al variare di N, e si possono trovare apposite tabelle che calcolano questi valori teorici di ρ_s per N che varia da 2 a 50 e per molti valori di α che variano da 0.25 a 0.0005.

Campioni "grandi"

Quando N è maggiore di 20-25, si può verificare la significatività della statistica ρ_s, valendo l'ipotesi nulla, per mezzo della formula[2]

$$z = \rho_s \sqrt{N-1}$$

Per N grandi, il valore definito dalla formula è distribuito approssimativamente in modo normale con media 0, e varianza unitaria. A seconda di cosa intendiamo per campione "grande" possiamo scegliere se utilizzare la tabella ottenuta calcolando ρ_s caso per caso al variare di N oppure utilizzare l'approssimazione normale o eventualmente quella t di Student. In ogni caso la scelta, se opportunamente giustificata, resta soggettiva.

3.2 La statistica K

In alcuni casi, gli oggetti non possono essere misurati su scala ordinale, ma è semplicemente possibile assegnarli a categorie diverse senza uno specifico ordine. Ammessa questa situazione, è possibile per un valutatore assegnare degli oggetti a delle categorie; un altro valutatore potrebbe assegnare gli stessi oggetti ripartiti in modo diverso all'interno delle stesse categorie, e questo è vero per ogni valutatore. Ciò che si vuole verificare è se i valutatori sono d'accordo tra di loro nell'assegnare gli oggetti ad ogni specifica categoria.

[2] Alcuni esperti di statistica raccomandano, come leggermente migliore, la statistica,

$$t = \rho_s \sqrt{\frac{N-2}{1-\rho_s^2}}$$

che è distribuita come una t di Student con N-2 gradi di libertà. Sappiamo, in ogni caso, che quando operiamo con campioni grandi, la differenza tra la normale e la t di Student non è poi così grande.

3.2.1 Metodo

Esistono molte versioni di statistiche per misurare l'accordo di dati in scala nominale denominate K. Queste statistiche derivano dai prersupposti di Scott(1955) e Cohen(1960) sulle misure di concordanza ed in particolare è la forma sviluppata da Cohen (per l'accordo tra due valutatori ed N oggetti) che ha motivato molte generalizzazioni. Esiste ad esempio una variante della statistica K, che rappresenta una generalizzazione della statistica K di Cohen, in cui *k* persone valutano, elaborata da Fleiss(1971). La statistica K di Cohen misura il grado di accordo tra valutatori nel caso quindi in cui *k*, il numero dei valutatori, sia uguale a 2. In questo caso per il calcolo si può utilizzare una tabella di frequenza del tipo $m \times m$, dove, m è il numero delle categorie a cui il valutatore può assegnare l'oggetto e, la frequenza assoluta dell'oggetto n-simo, definita f_{ij}, viene inserita nella casella che, come colonna, ha il giudizio del valutatore 1 e come riga, il giudizio del valutatore 2:

Categoria	1	2	...	j	...	m	
1	f_{11}	f_{12}	...	f_{1j}	...	f_{1m}	M_1
2	f_{21}	f_{22}	...	f_{2j}	...	f_{2m}	M_2
$\vdots$				$\vdots$		$\vdots$	
i	f_{i1}	f_{i2}	...	f_{ij}	...	f_{im}	M_i
$\vdots$				$\vdots$		$\vdots$	
m	f_{m1}	f_{m2}	...	f_{mj}	...	f_{mm}	M_m
	M_1	M_2	...	M_j	...	M_m	

Il coefficiente di concordanza K, indica il rapporto fra la frequenza delle scelte in cui i valutatori concordano tra loro, rispetto alla massima frequenza di scelta in cui i valutatori avrebbero potuto trovarsi d'accordo magari per caso.

$$K = \frac{p^{obs} - p^e}{1 - p^e}$$

dove p^{obs} è la proporzione di volte in cui i 2 valutatori si trovano d'accordo, e p^e è la proporzione di volte "attese", cioè quella in cui i 2 valutatori si trovano d'accordo per caso. Se esiste accordo completo tra i valutatori K=1, mentre se non c'è accordo (a parte quello casuale), K=0.

Data questa tabella si può notare che tutti gli "accordi" tra i due valutatori si trovano sulla diagonale principale, mentre tutte le osservazioni che non sono sulla diagonale principale rappresentano, di fatto, "disaccordi". Su una tabella del genere il calcolo di p^{obs} e p^e può essere fatto come segue:

$$p^{obs} = \frac{\sum_{i=1}^{m} f_{ii}}{N},$$

mentre p^e, dopo aver ottenuto le frequenze “attese” come $f_{ij}^e = \frac{M_i * Mj}{N}$,

$$p^e = \frac{\sum_{i=1}^{m} f_{ii}^e}{N}.$$

Si combinano poi i valori di p^e e p^{obs} per ottenere la statistica K.

3.2.2 Verifica della significatività di K

Una cosa da notare volendo determinare la distribuzione di K è che la correzione p^e sottrae l'accordo prevedibile dovuto al caso e perciò non sarà costante a varierà attorno ad un valore centrale atteso. Sebbene la distribuzione campionaria di K sia complicata per valori di N piccoli, si è riscontrato che, per N grandi, K è distribuita in modo approssimativamente normale con media 0 e varianza

$$Var(K) \approx \frac{p^e}{N(1-p^e)}$$

perciò possiamo usare la statistica

$$z = \frac{K}{\sqrt{Var(K)}}$$

per verificare l'ipotesi $H_0 : K = 0$ contro l'ipotesi $H_1 : K > 0$.

3.3 K^* e la β uguaglianza tra due raters

3.3.1 L'idea

Come si nota dalla precedente panoramica sulle misure di associazione ed accordo attualmente definite ed utilizzate, ognuna di esse serve a testare l'ipotesi nulla di indipendenza tra le due o più variabili osservate. Come abbiamo già anticipato questa ipotesi è assolutamente inverosimile perchè per quanto ogni misura di performance cerchi di cogliere un aspetto diverso della distribuzione dei rendimenti, molto difficilmente il ranking generato da queste misure risulterà incorrelato poichè di fatto tutte cercano di misurare la stessa cosa.

Per quanto detto sopra, possiamo scartare a priori l'ipotesi nulla di incorrelazione tra le misure, per concentrarci invece su “quanto” il ranking generato da queste misure di performance sia uguale. Per fare questo viene presentata una variante della statistica K di Cohen che anzichè verificare l'indipendenza o meno delle due variabili, verifica se le due variabili possono essere considerate uguali con un certo livello di confidenza prefissato che chiameremo β.

3.3.2 Metodo

Siano R_1 ed R_2 due raters che esprimono una valutazione su una scala ordinale composta da m categorie, nelle quali assegnano N oggetti.

Si indichino con f_{ij} le frequenze assolute dell'evento $[R_1 = i \cap R_2 = j]$ e con p_{ij} le corrispondenti frequenze relative.

Indichiamo con d_k la variabile che descrive l'evento $[R_1 = i \cap R_2 = j \cap \mid i - j \mid = k]$, $(k = 0, 1, ..m - 1; i, j = 1, \ldots, m)$ cioè la circostanza in cui i due raters danno una valutazione che differisce di k categorie. La variabile d_k assume frequenze assolute $f_k = \sum_{i=1}^{m} \sum_{j=1}^{m} f_{ij} \cdot I(\mid i - j \mid = k)$ con $I(\cdot)$ funzione indicatrice e frequenze relative $p_k = f_k/N$.
Definiamo β-*uguali* due raters se la distribuzione di d_k è:

$$P(d_k) \equiv \pi_k = \begin{cases} \beta & k = 0 \\ 1 - \beta & k = 1 \\ 0 & k > 1. \end{cases}$$

Per misurare la β-*uguaglianza* di due raters R_1 ed R_2 si può utilizzare la seguente variante della statistica K di Cohen:

$$K^* = \frac{p(w, \beta)^e) - p(w)^{obs}}{p(w, \beta)^e} \tag{3.1}$$

con

$$p(w, \beta)^e = \sum_{k=0}^{m-1} w_k \pi_k,$$
$$p(w)^{obs} = \sum_{k=0}^{m-1} w_k p_k.$$

Si presentano le seguenti situazioni:

- $K^* = 0$ se $p(w)^{obs} = p(w, \beta)^e$, cioè se le frequenze osservate sono esattamente quelle attese sotto l'ipotesi di $\beta-$ugualianza secondo la definizione data;
- $K^* = 1$ se $p(w)^{obs} = 0$, cioè se non ci sono casi in cui le valutazioni dei due raters differiscono al più di una categoria, è cioè un valore che K^* assume in un'ipotesi quasi di incorrelazione tra le due variabili;
- $0 \leq K^* \leq 1$ per tutti casi intermedi, cioè quando le frequenze non supportano ne un completo accordo, ne un completo disaccordo rispetto alla β-equivalenza;
- $K^* < 0$ se $p(w)^{obs} > p(w, \beta)^e)$, cioè se l'accordo osservato è maggiore di quello atteso secondo la definizione di $\beta-$uguaglianza.

Si noti anche che, i valori assunti da K^* sono, in qualche modo, inversi da quelli assunti dal K di Cohen. In particolare, mentre $K = 0$ significa indipendenza, $K^* = 0$ significa che siamo in presenza del massimo accordo possibile rispetto all'ipotesi di β-equivalenza. Anche il tradizionale K di Cohen può essere utilizzato per misurare l'accordo. La differenza, ad ogni modo, sta nel fatto che il calcolo di K è basato sulle frequenze attese sotto l'ipotesi di indipendenza, mentre il K^* è costruito usando le frequenze attese sotto l'ipotesi di β-equivalenza.

Ovviamente, la statistica K^* dipende dal sistema di ponderazione w e dalla definizione della distribuzione di $P(d_k)$. A loro volta, entrambe queste quantità possono dipendere dal numero di classi m e da altre considerazioni. In generale, tuttavia, il sistema di pesi w deve esser tale per cui $w_0 = 1$, $0 \leq w_i \leq 1$ per $i > 0$ e $w_i > w_j$ se $j > i$. Se $w_i = 0 \ \forall i > 0$ allora la statistica K^* è adatta anche per variabili nominali.

È chiaro che l'arbitrarietà del sistema di ponderazione e della distribuzione di probabilità $P(d_k)$ rappresenta il principale limite della statistica K^*. Proprio per questo motivo, è bene considerare strutture molto semplici e intuitive sia per w che per $P(d_k)$.

Nella nostra analisi , assumeremo $w_0 = 1$, $w_1 = 0.5$ e $w_i = 0$ per $i > 1$: ciò equivale a definire 'un mezzo accordo' valutazioni che differiscono di una sola categoria, mentre m sarà o 5 o 10 a seconda del numero di categorie utilizzato.

3.3.3 Un test Monte Carlo basato su K^*

Dopo avere misurato il grado di $\beta-$equivalenza attraverso la statistica K^*, si vuole verificare mediante un opportuno test statistico l'ipotesi che due raters siano siano β_0-equivalenti, per β_0 fissato, ad un livello di significatività $1-\alpha$:

$$\begin{cases} H_0 : R_1 \text{ e } R_2 \text{ sono } \beta_0 - \text{uguali}, \\ H_0 : R_1 \text{ e } R_2 \text{ sono } \beta - \text{uguali}, \quad \text{con } \beta < \beta_0 \end{cases}$$

La regione di accettazione del test ci permette di individuare un limite superiore per β(a livello 1-α), tale che sia il massimo livello di β, chiamato β_s, per il quale H_0 viene accettata al livello α.

Per effetturare tale test bisogna disporre della distribuzione della statistica K^* sotto l'ipotesi nulla. Un modo per ottenere tale distribuzione è quello di considerare la seguente procedura Monte Carlo.

1. Sia K^*_{obs} il valore della statistica K^* calcolata sui dati in esame ed $N = \sum_k f_k$ il numero dei soggetti (fondi) da valutare;

2. si fissi un livello di equivalenza β_0 e si estragga un campione casuale semplice di numerosità N dalla distribuzione $P(d_k)$;

3. indicata con p_k^{mc} la frequenza relativa per d_k calcolata sul campione Monte Carlo si calcoli la statistica

$$K^* = \frac{p(w, \beta_0)^e) - p(w, \beta_0)^{mc}}{p(w, \beta_0)^e} \tag{3.2}$$

con $p(w, \beta_0)^{mc} = \sum_{i=0}^{m-1} w_k p_k^{mc}$;

4. si ripetano i passi 2. e 3. G volte (con G grande) in modo da ottenere G realizzazioni K_i^*, $i = 1, ..., G$. I G valori K_i^* rappresentano altrettante realizzazioni della distribuzione di K^* sotto l'ipotesi nulla;

5. calcolando così

$$pval = \frac{\sum_{i=1}^{G} I(K_i^* > K_{obs}^*)}{G} \tag{3.3}$$

il p-value del test. Se $pval>\alpha$, allora H_0 è accettata al livello di significatività α.

La banda superiore β_s rappresenta il massimo livello di β_0 per il quale viene accettata la β-equivalenza al livello α. Poichè ci interessa il valore più alto di β_0 per il quale H_0 viene accettata, K^* sarà sempre positivo e per questo il test è unilaterale. Uno dei vantaggi della procedura appena descritta è che non si basa su considerazioni di tipo asintotico.

Capitolo 4

Un'analisi su fondi comuni statunitensi

4.1 Organizzazione dell'analisi

Come prima cosa presentiamo i dati utilizzati per l'analisi e specifichiamo uno per uno i vari parametri utilizzati nel calcolo delle varie misure di performance. Poi, per coerenza con il lavoro di Eling e Schuhmacher, iniziamo calcolando la correlazione per ranghi per verificare se, le correlazioni tra misure di performance si rivelano anche nella nostra analisi, molto alte come nella loro. Calcoliamo in seguito il K di Cohen "standard" tra il rating generato da ogni coppia di misure di performance facendo variare il numero e la dimensione delle categorie del rating per vedere se questo in qualche modo può influenzare o modificare le nostre osservazioni. Passiamo poi al calcolo del K di Cohen tra i rating generati dall'MRAR di Morningstar, facendo variare il parametro γ di avversione al rischio. Dopo un confronto generale tra tutte queste misure ripetiamo l'analisi fatta sull'MRAR variando γ e le categorie, utilizzando questa volta il K^*. Infine presentiamo le nostre conclusioni.

4.2 I dati

Per effettuare la nostra ricerca abbiamo utilizzato 1763 fondi americani divisi per stile di investimento, in modo da poter poi avere un paragone con la metodologia di Morningstar, e per coerenza, per poter condurre la nostra analisi sulle misure di performance, applicandole di volta in volta a fondi, almeno in teoria, simili tra loro. Le classi, identificate in base allo stile di investimento, al loro interno avevano ciascuna un diverso numero di fondi, in particolare:

- 412 fondi *Large Blend*

- 343 fondi *Large Growth*
- 245 fondi *Large Value*
- 137 fondi *Small Blend*
- 170 fondi *Small Growth*
- 80 fondi *Small Value*
- 119 fondi *Medium Blend*
- 197 fondi *Medium Growth*
- 60 fondi *Medium Value*

Sono stati considerati i rendimenti mensili di questi fondi, nel periodo compreso da gennaio 2003 a dicembre 2007. Per rappresentare il rendimento risk-free sono stati scelti i rendimenti mensili del T-Bill. Come benchmark, utilizzato per il calcolo degli indici che si basano sul CAPM, abbiamo scelto il Russel 3000, in quanto è l'indice più ampio che avevamo a disposizione per il mercato americano.

4.3 La metodologia

Le misure di performance sono state presentate nel dettaglio nel capitolo 2. Per le misure basate su momenti parziali, che misurano lo scarto di rendimento ad un target prefissato, abbiamo ipotizzato un rendimento arrotondato per eccesso, alla prima cifra decimale, rispetto alla media dei rendimenti mensili del T-Bill, questo per sottolineare il fatto che per assumerci il rischio di investire in un fondo azionario desideriamo un rendimento almeno di poco maggiore di quello risk-free. La media del T-Bill, nel periodo considerato, è di 0,2543% e noi abbiamo fissato il target τ a 0,3%. Per gli indici di Sterling e di Burke abbiamo considerato la media dei 5 drawdown più grandi (N=5). Per tutti gli indicatori di performance basati sul Value-at-Risk, le misure sono state calcolate ad un livello α di 0,05.

Per ogni tipologia di fondi sono state calcolate le 13 misure di performance presentate nel capitolo 2, fondo per fondo, e da queste è stata prodotta una classifica dei fondi in base al rango ottenuto da ciascuna misura. Sui ranghi così ottenuti abbiamo calcolato il coefficiente di correlazione ρ_s di Spearman per ognuna delle 78 coppie di misure, per controllare il grado di accordo tra i ranghi di ogni coppia di misure. Per ognuna di queste statistiche abbiamo verificato la significatività.

4.4 Analisi della correlazione tra ranghi

Per prima cosa riportiamo le tabelle delle correlazioni tra i ranghi generati dalle 13 misure di performance presentate, riportandole categoria per categoria per vedere se al loro interno si può notare qualche differenza.

La prima categoria di fondi analizzata sono stati i *Large Blend* (tabella 4.4), per questi fondi la correlazione più bassa all'interno dell'intera tabella è 0.81, tra l'indice di Treynor e l'indice di Calmar. Mentre la correlazione più bassa tra le misure alternative all'indice di Sharpe è di 0.878, ottenuta nel confronto con l'indice di Calmar.

Da questi dati sembrerebbe che, sebbene l'indice di Sharpe possieda alcune caratteristiche senza dubbio non desiderabili dal punto di vista teorico, le varie soluzioni proposte, per quanto in teoria risolvano alcuni o tutti i suoi difetti, a seconda dei casi, non sembrano aggiungere grande valore dal punto di vista pratico della valutazione.

Dall'analisi delle categorie *Large Value* e *Large Growth* (tabelle A e A)non sono state trovate particolari differenze nei valori dei ρ_s di Spearman, i risultati sono analoghi[1].

Dal punto di vista dell'analisi dei ranghi possiamo trarre le stesse conclusioni per tutte le altre classi di fondi Medium e Small, e come per i fondi Large, i valori dei ρ_s di Spearman sono piuttosto alti. In nessun caso e in nessuna classe abbiamo trovato valori inferiori a 0.8, e la maggioranza dei ρ_s calcolati erano maggiori di 0.9. I risultati ottenuti sono coerenti sia con i dati trovati da Eling e Schuhmacher (2007), sia con i risultati trovati da Sortino e Van der Meer (2001). A questo proposito è interessante vedere come dei risultati piuttosto simili dal punto di vista empirico siano usati da autori diversi per sostenere tesi opposte. Eling e Schuhmacher, che tra le altre cose conducono la loro analisi sugli hedge funds, che rispetto ai fondi comuni dovrebbero amplificare la differenza nei risultati del ranking ottenuto da diverse misure di performance, concludono che la scelta della misura non influisce sul ranking degli hedge funds quanto uno potrebbe aspettarsi dopo uno studio della letteratura. Secondo loro, per quanto i rendimenti non siano effettivamente normali, i primi due momenti, almeno da un punto di vista pratico, descrivono la distribuzione dei rendimenti abbastanza bene, e l'indice di Sharpe è adatto per analizzare gli hedge funds. Sortino e Van der Meer, facendo la stessa analisi ma solo tra l'indice di Sharpe e L'Upside Potential Ratio, ottengono risultati del tutto simili dal punto di vista della correlazione osservata, ma andando a notare che le massime differenze di rango osservate sono ampie, concludono in favore dell'utilizzo dell'Upside Potential Ratio[2]. Questa prima analisi potrebbe portarci a due possibili conclusioni:

[1] Le tabelle di queste correlazioni sono riportate in appendice

[2] tutti i dati sono riportati numericamente nel capitolo 2, quando l'Upside Potential Ratio viene introdotto.

Misura	IS	Ω	So	K3	UR	CR	St	BR	EVaR	CS	MS	α	T
IS	1	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Ω	0.993	1	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
So	0.989	0.989	1	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
K3	0.977	0.973	0.995	1	-	-	-	-	-	-	-	-	-
UR	0.941	0.933	0.973	0.986	1	-	-	-	-	-	-	-	-
CR	0.878	0.865	0.892	0.903	0.896	1	-	-	-	-	-	-	-
St	0.905	0.89	0.92	0.934	0.926	0.98	1	-	-	-	-	-	-
BR	0.904	0.888	0.918	0.932	0.925	0.983	1	1	-	-	-	-	-
EVaR	0.999	0.991	0.989	0.978	0.943	0.887	0.914	0.913	1	-	-	-	-
CS	0.927	0.915	0.94	0.955	0.942	0.88	0.922	0.92	0.929	1	-	-	-
MS	0.996	0.989	0.98	0.965	0.925	0.871	0.897	0.895	0.996	0.913	1	-	-
α	0.972	0.97	0.959	0.941	0.905	0.825	0.85	0.849	0.97	0.886	0.972	1	-
T	0.976	0.979	0.963	0.943	0.901	0.81	0.838	0.836	0.971	0.884	0.973	0.99	1

Tabella 4.1: *Large Blend*:ρ_s di Spearman calcolati sui ranghi generati da coppie di misure di performance

1. la scelta della misura di performance da utilizzare non porta ai vantaggi che ci si potrebbero aspettare in termine di precisione nella valutazione, e l'utilizzo dell'indice di Sharpe produce lo stesso ranking rispetto all'utilizzo di qualunque altra misura, tra quelle considerate;
2. le serie dei ranghi non sono lo strumento adatto per verificare se la scelta della misura di performance è importante. Tutte le misure di performance utilizzate sono, di fatto, misure di rischio-rendimento ed è per questo motivo, probabilmente, che l'associazione complessiva tra i ranghi viene così alta nonostante il modo in cui teniamo conto del rischio e del rendimento cambino. Un'analisi che permetta di verificare se le stesse misure sono in grado di variare un'eventuale assegnazione dei fondi a diverse categorie (come le stelle di Morningstar) potrebbe risultare maggiormente informativa.

4.5 Classificazione ed accordo

La seconda parte dell'analisi utilizza le stesse misure calcolate precedentemente per costruire una classificazione in poche categorie, così come fa Morningstar. Questa scelta è stata fatta per due fondamentali ragioni:

1. per rendere confrontabili le nostre classificazioni con il metodo di rating di Morningstar, una misura di valutazione della performance molto importante nel panorama finanziario;
2. per vedere se, rispetto ad una classificazione per ranghi, si ottengono risultati diversi semplicemente considerandoli in modo diverso.

L'analisi all'interno di ogni tipologia di fondi è stata partizionata in categorie seguendo tre regole diverse:

1. considerando 5 categorie ottenute con lo stesso criterio di Morningstar;
2. considerando 5 categorie equispaziate;
3. considerando 10 categorie equispaziate.

Abbiamo fatto questa scelta per capire se ci potesse essere qualche ragione particolare per scegliere una classificazione piuttosto che un'altra.

Per ogni misura di performace abbiamo ottenuto i ranghi che genera applicata ai fondi del nostro data-set. A questo punto utilizziamo questi ranghi per assegnare un voto, da 1 a m[3], al fondo a seconda della sua posizione all'interno della classificazione (delle tre definite in precedenza) che decidiamo di utilizzare. Possiamo quindi creare una tabella $m \times m$, per ogni coppia di misure di performance, nella quale inserire le frequenze ottenute,

[3] m è il numero di categorie della classificazione considerata

ricordando che la frequenza del fondo n-simo viene inserita nella casella che, come colonna, ha il giudizio della prima misura di performance considerata, e come riga, il giudizio della seconda misura di performance considerata. Su una tabella come questa è ora possibile calcolare il K di Cohen standard come è stato definito nel capitolo 3. Ripetiamo questa operazione per ogni coppia di misure di performance, e poi per ognuna delle tre classificazioni definite in precedenza, mantenendo sempre la nostra analisi distinta per stile di investimento. Riportiamo quindi i K di Cohen ottenuti. Il senso di questa analisi è cercare di capire come cambia l'accordo tra due misure di performance sulla valutazione di un fondo, semplicemente modificando la struttura delle categorie.

Come si può notare[4] i risultati sono molto simili all'interno di tutte le tipologie di fondi, ma già da questa analisi emerge qualcosa di interessante. Il modo con cui vengono effettuate le partizioni tra classi è tutt'altro che trascurabile, e questa analisi, confrontata con quella fatta semplicemente tra i ranghi, per quanto non ci dica quale sia il modo *migliore* di definire queste classi, ci dice che dobbiamo porre una discreta attenzione nella scelta di queste, poichè, come si nota dalle tabelle riportate, a seconda dei casi, la differenza può non essere affatto trascurabile.

In secondo luogo l'analisi per classe ci consente di vedere molto meglio quali sono le misure ridondanti e quali invece lo sono meno. Le misure sul drawdown, e tra queste, in particolare l'indice di Calmar, assegnano i voti ai fondi, in maniera che sembrerebbe significativamente diversa, rispetto alle altre misure. Inoltre questo tipo di analisi mette in luce, tra le misure basate sui momenti parziali, l'Upside potential ratio, e tra quelle basate sul VaR, l'indice di Sharpe condizionale, come misure in grado di valutare i fondi in modo diverso dall'indice di Sharpe.

Questi risultati sono *coerenti* con quelli ottenuti dall'analisi dei ranghi, dato che i ρ_s di Spearman più piccoli tra Sharpe e le altre misure si trovano comunque in corrispondenza delle misure citate sopra, ma quella che sembrava una differenza veniale nell'analisi dei ranghi non lo è più se analizziamo il grado di accordo tra le categorie generate da queste misure.

[4]tabelle 4.5, 4.5, 4.5, per la classe *Large Blend*, e appendici A, B e C per tutte le altre classi

Misura	IS	Ω	So	K3	UR	CR	St	BR	EVaR	CS	MS	α	T
IS	1	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Ω	0.861	1	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
So	0.854	0.846	1	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
K3	0.769	0.761	0.9	1	-	-	-	-	-	-	-	-	-
UR	0.665	0.661	0.784	0.861	1	-	-	-	-	-	-	-	-
CR	0.484	0.464	0.534	0.545	0.53	1	-	-	-	-	-	-	-
St	0.545	0.511	0.603	0.638	0.622	0.8	1	-	-	-	-	-	-
BR	0.545	0.511	0.603	0.638	0.622	0.815	0.977	1	-	-	-	-	-
EVaR	0.969	0.854	0.846	0.769	0.665	0.487	0.561	0.561	1	-	-	-	-
CS	0.692	0.638	0.73	0.746	0.715	0.526	0.634	0.619	0.692	1	-	-	-
MS	0.9	0.83	0.8	0.73	0.619	0.468	0.511	0.511	0.884	0.649	1	-	-
α	0.692	0.734	0.672	0.607	0.518	0.418	0.461	0.453	0.684	0.557	0.707	1	-
T	0.746	0.769	0.692	0.619	0.534	0.38	0.43	0.43	0.746	0.588	0.738	0.85	1

Tabella 4.2: *Large Blend*:K di Cohen calcolati sugli accordi tra le frequenze della valutazione fatta sulle stesse categorie di Morningstar

Misura	IS	Ω	So	K3	UR	CR	St	BR	EVaR	CS	MS	α	T
IS	1	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Ω	0.869	1	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
So	0.854	0.854	1	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
K3	0.745	0.727	0.854	1	-	-	-	-	-	-	-	-	-
UR	0.574	0.555	0.676	0.781	1	-	-	-	-	-	-	-	-
CR	0.493	0.446	0.472	0.49	0.442	1	-	-	-	-	-	-	-
St	0.552	0.493	0.544	0.588	0.53	0.745	1	-	-	-	-	-	-
BR	0.541	0.483	0.534	0.574	0.508	0.767	0.971	1	-	-	-	-	-
EVaR	0.956	0.847	0.847	0.752	0.574	0.523	0.566	0.555	1	-	-	-	-
CS	0.574	0.552	0.621	0.698	0.621	0.446	0.559	0.544	0.585	1	-	-	-
MS	0.909	0.84	0.792	0.694	0.537	0.49	0.526	0.515	0.902	0.559	1	-	-
α	0.676	0.679	0.614	0.555	0.421	0.355	0.38	0.366	0.665	0.457	0.694	1	-
T	0.683	0.723	0.628	0.541	0.428	0.322	0.344	0.333	0.657	0.446	0.672	0.854	1

Tabella 4.3: *Large Blend*:K di Cohen calcolati sugli accordi tra le frequenze della valutazione fatta su 5 categorie equispaziate

Misura	IS	Ω	So	K3	UR	CR	St	BR	EVaR	CS	MS	α	T
IS	1	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Ω	0.754	1	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
So	0.686	0.702	1	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
K3	0.559	0.54	0.773	1	-	-	-	-	-	-	-	-	-
UR	0.385	0.381	0.524	0.657	1	-	-	-	-	-	-	-	-
CR	0.3	0.261	0.304	0.326	0.291	1	-	-	-	-	-	-	-
St	0.32	0.294	0.326	0.372	0.362	0.592	1	-	-	-	-	-	-
BR	0.307	0.287	0.323	0.368	0.352	0.618	0.948	1	-	-	-	-	-
EVaR	0.935	0.731	0.683	0.559	0.378	0.307	0.339	0.316	1	-	-	-	-
CS	0.397	0.355	0.456	0.53	0.433	0.261	0.368	0.352	0.41	1	-	-	-
MS	0.799	0.699	0.608	0.504	0.352	0.274	0.294	0.278	0.802	0.372	1	-	-
α	0.44	0.459	0.397	0.355	0.255	0.193	0.19	0.167	0.44	0.297	0.462	1	-
T	0.482	0.53	0.436	0.372	0.3	0.177	0.203	0.193	0.472	0.304	0.478	0.738	1

Tabella 4.4: *Large Blend*:K di Cohen calcolati sugli accordi tra le frequenze della valutazione fatta su 10 categorie equispaziate

4.6 Confronto con Morningstar

Nel confronto con il rating di Morningstar ci siamo dovuti adeguare ai dati in nostro possesso. Per questo motivo il nostro rating di Morningstar per quanto il Morningstar Risk Adjusted Return (MRAR) sia lo stesso, dobbiamo dire che, per noi, non è stato possibile correggere i rendimenti dei fondi per gli eventuali dividendi staccati, e per i costi di gestione, di cui non eravamo in possesso delle serie storiche. Ricordiamo che la formula per il calcolo dell'indicatore di Morningstar è:

$$MRAR(\gamma) = \left[\frac{1}{T} \sum_{t=1}^{T} (1 + ER_t)^{-\gamma} \right]^{-\frac{12}{\gamma}} - 1$$

e se $\gamma = 0$ diventa

$$MRAR(0) = \left[\prod_{t=1}^{T} (1 + ER_t) \right]^{\frac{12}{T}} - 1$$

dove

$$1 + ER_t = \frac{1 + LR_t}{1 + RF_t}$$

$$1 + LR_t = \text{rendimento del fondo nel mese t,}$$

$$\text{aggiustato per dividendi e costi di gestione}$$

$$1 + RF_t = \text{rendimento dell'asset risk-free, nel mese t.}$$

Noi nel nostro calcolo *al posto* di $1 + LR_t$ useremo $1 + TR_t$ che rappresenta il semplice rendimento mensile del fondo.

In ogni caso questo non rappresenta un problema per la nostra analisi, poiché, anche se non consideriamo costi e dividendi noi non siamo interessati al rating in quanto tale, ma all'importanza che assume la componente di rischio nell'MRAR nel determinare tale rating.

Fatta questa premessa, abbiamo calcolato i K di Cohen standard tra i vari MRAR di Morningstar al variare di γ. I valori di γ presi in considerazione sono stati 0 e -1 poiché rappresentano secondo il calcolo dell'indicatore di Morningstar due tipi diversi di “indifferenza al rischio”, per vedere eventualmente che differenze ci sono, 2 poichè è l'avversione al rischio scelta da Morningstar, e poi 4 e 6, per controllare come facendo aumentare l'avversione al rischio possa cambiare il rating. Il calcolo delle misure, dei rating e dei K è stato fatto come per le analisi precedenti all'interno di ogni classe di stile di investimento per coerenza con Morningstar.

I risultati ottenuti sono i seguenti:

γ	0	-1	2	4	6
0	1	-	-	-	-
-1	0.949	1	-	-	-
2	0.904	0.862	1	-	-
4	0.814	0.782	0.894	1	-
6	0.737	0.705	0.811	0.904	1

Tabella 4.5: *Large Blend*: K di Cohen calcolati sulle categorie Morningstar facendo variare il valore di γ

γ	0	-1	2	4	6
0	1	-	-	-	-
-1	0.938	1	-	-	-
2	0.85	0.788	1	-	-
4	0.738	0.676	0.865	1	-
6	0.549	0.495	0.657	0.769	1

Tabella 4.6: *Large Growth*: K di Cohen calcolati sulle categorie Morningstar facendo variare il valore di γ

γ	0	-1	2	4	6
0	1	-	-	-	-
-1	0.946	1	-	-	-
2	0.881	0.843	1	-	-
4	0.757	0.719	0.87	1	-
6	0.681	0.644	0.789	0.903	1

Tabella 4.7: *Large Value*: K di Cohen calcolati sulle categorie Morningstar facendo variare il valore di γ

Dall'analisi emergono tre aspetti interessanti:

1. per quanto sia 0 che -1 rappresentino valori di γ di indifferenza al rischio, poiché la formula del calcolo dell'indicatore è diversa nei due casi, danno due rating leggermente diversi e tra i due, facendo anche un confronto con i K all'aumentare di γ fino a 6, la versione con -1 sembra leggermente più "aggressiva" di quella calcolata con 0, dato che al crescere dell'avversione al rischio, γ=-1 è costantemente il valore del parametro che presenta il minor accordo rispetto agli altri valori presi in considerazione;

2. l'impatto del parametro non è uniforme nella valutazione all'interno delle varie categorie di fondi, nel senso che sembra aumentare di importanza al diminuire della capitalizzazione di mercato o al diminuire della diversificazione tra gli stili di investimento. In particolare se la capitalizzazione degli investimenti è classificata Small il parametro di

γ	0	-1	2	4	6
0	1	-	-	-	-
-1	0.889	1	-	-	-
2	0.799	0.71	1	-	-
4	0.632	0.588	0.822	1	-
6	0.498	0.465	0.666	0.777	1

Tabella 4.8: *Medium Blend*: K di Cohen calcolati sulle categorie Morningstar facendo variare il valore di γ

γ	0	-1	2	4	6
0	1	-	-	-	-
-1	0.879	1	-	-	-
2	0.893	0.785	1	-	-
4	0.759	0.685	0.839	1	-
6	0.611	0.551	0.685	0.826	1

Tabella 4.9: *Medium Growth*: K di Cohen calcolati sulle categorie Morningstar facendo variare il valore di γ

γ	0	-1	2	4	6
0	1	-	-	-	-
-1	0.868	1	-	-	-
2	0.912	0.78	1	-	-
4	0.735	0.603	0.824	1	-
6	0.603	0.493	0.691	0.824	1

Tabella 4.10: *Medium Value*: K di Cohen calcolati sulle categorie Morningstar facendo variare il valore di γ

γ	0	-1	2	4	6
0	1	-	-	-	-
-1	0.884	1	-	-	-
2	0.845	0.739	1	-	-
4	0.71	0.604	0.826	1	-
6	0.575	0.478	0.691	0.826	1

Tabella 4.11: *Small Blend*: K di Cohen calcolati sulle categorie Morningstar facendo variare il valore di γ

γ	0	-1	2	4	6
0	1	-	-	-	-
-1	0.876	1	-	-	-
2	0.813	0.689	1	-	-
4	0.611	0.518	0.782	1	-
6	0.472	0.394	0.627	0.813	1

Tabella 4.12: *Small Growth*: K di Cohen calcolati sulle categorie Morningstar facendo variare il valore di γ

γ	0	-1	2	4	6
0	1	-	-	-	-
-1	0.835	1	-	-	-
2	0.835	0.669	1	-	-
4	0.587	0.438	0.736	1	-
6	0.504	0.388	0.653	0.868	1

Tabella 4.13: *Small Value*: K di Cohen calcolati sulle categorie Morningstar facendo variare il valore di γ

avversione modifica il rating più che nella categoria Large. Questo è sensato poichè una Small cap, che ha maggiori opportunità di crescita e maggiori possibilità di essere spazzata via dal mercato sarà sicuramente più volatile di una grossa e nota compagnia di larga capitalizzazione. Di conseguenza il controllo del rischio ha senso che si faccia sentire maggiormente all'interno di questa categoria di capitalizzazione. Un ragionamento analogo anche se meno evidente può essere fatto per quello che riguarda gli stili di investimento. Gli stili Growth e Value sembrano risentire di un maggiore impatto di γ rispetto al Blend. Anche questo è sensato poiché un portafoglio che mischia vari stili di investimento sarà intuitivamente meno volatile di uno che si concentra su uno stile soltanto, sia esso Growth o Value, che per certi periodi può essere momentaneamente "fuori moda" per il mercato. Ovviamente il controllo del rischio su questi stili avrà un impatto maggiore.

3. L'ultima cosa che salta all'occhio è che l'accordo tra i rating sembra piuttosto alto con γ fino a 2 compreso, e che comincia a cambiare in maniera significativa con l'aumentare di γ fino a 4 o meglio ancora 6. Ad esempio nelle tabelle 4.9, 4.10 il grado di accordo tra $\gamma = 0$ e $\gamma = 2$ è maggiore di quello tra $\gamma = 0$ e $\gamma = -1$, mentre in tabella 4.13 il grado di accordo tra queste due coppie di valori è uguale. In 3 casi su 9 $\gamma = 2$ potrebbe essere equiparata ad un valore di indifferenza al rischio. Questo potrebbe essere un segnale del fatto che 2 sia un valore un pò basso per controllare adeguatamente il rischio e che forse andrebbe aumentato.

4.7 β-uguaglianza tra misure di performance

Poiché i vari valori dei K di Cohen calcolati precedentemente non sono direttamente confrontabili, con il K^* modificato cerchiamo infine di quantificare numericamente a quanto ammonta questa uguaglianza nel rating, applicandolo all'MRAR e facendo variare γ.

Confrontiamo tra di loro 5 casi:

- MRAR(0) contro MRAR(-1) per vedere qual'è la differenza di rating tra i due parametri che ipotizzano indifferenza al rischio;
- MRAR(0) contro MRAR(2),
- MRAR(-1) contro MRAR(2) per vedere come si comporta il rating fatto su ciascuno dei due parametri di indifferenza al rischio, rispetto al valore di gamma scelto da Morningstar;
- MRAR(2) contro MRAR(4),
- MRAR(2) contro MRAR(6) per vedere come varia l'accordo nel rating, facendo aumentare il valore di γ rispetto a 2.

La procedura descritta sopra viene poi ripetuta, oltre che per le categorie di Morningstar, anche per 5 e 10 categorie equispaziate, per controllare che ruolo gioca questa scelta. Riportiamo una tabella dedidicata al confronto dei risultati per ogni coppia di valori di γ: le classi, divise a seconda dello stile di investimento, sono indicate con LB, LG, LV, MB, MG, MV, SB, SG, SV. n rappresenta la numerosità per ogni stile di investimento, β_s rappresenta il limite superiore del valore di β per il quale l'ipotesi nulla di β-uguaglianza viene accetta al 5%. p_0 rappresenta la percentuale di accordo sulla diagonale principale, mentre p_1 la percentuale di semi-accordo presente per la quale i due valutatori differiscono al più di 1 nella valutazione.

4.7.1 Categorie di Morningstar

Categoria	n	β_s	K^*_{oss}	p_0	p_1
LB	412	0.975	0.007	96.1	3.9
LG	343	0.97	0.0085	95.3	4.7
LV	245	0.975	0.008	95.9	4.1
MB	119	0.95	0.0175	91.6	8.4
MG	197	0.94	0.0162	90.9	9.1
MV	60	0.945	0.0231	90	10
SB	137	0.945	0.0168	91.2	8.8
SG	170	0.94	0.0176	90.6	9.4
SV	80	0.925	0.026	87.5	12.5

Tabella 4.14: MRAR(0) contro MRAR(-1); categorie di Morningstar

Categoria	n	β_s	K^*_{oss}	p_0	p_1
LB	412	0.945	0.0092	92.7	7.3
LG	343	0.91	0.0139	88.6	11.1
LV	245	0.935	0.0128	91	9
MB	119	0.895	0.0244	84.9	15.1
MG	197	0.945	0.0135	91.9	8.1
MV	60	0.965	0.0161	93.3	6.7
SB	137	0.915	0.0204	88.3	10.9
SG	170	0.9	0.0217	85.9	14.1
SV	80	0.92	0.0234	87.5	12.5

Tabella 4.15: MRAR(0) contro MRAR(2); categorie di Morningstar

Categoria	n	β_s	K^*_{oss}	p_0	p_1
LB	412	0.915	0.0114	89.6	10.2
LG	343	0.87	0.0178	84	15.7
LV	245	0.91	0.017	88.2	11.4
MB	119	0.84	0.0318	78.2	21.8
MG	197	0.87	0.0228	83.8	15.2
MV	60	0.895	0.0325	83.3	16.7
SB	137	0.845	0.0307	80.3	18.2
SG	170	0.82	0.0304	76.5	23.5
SV	80	0.82	0.0385	75	25

Tabella 4.16: MRAR(-1) contro MRAR(2); categorie di Morningstar

Categoria	n	β_s	K^*_{oss}	p_0	p_1
LB	412	0.935	0.0091	92	7.8
LG	343	0.92	0.013	89.8	9.9
LV	245	0.925	0.014	90.2	9.4
MB	119	0.91	0.0233	86.6	13.4
MG	197	0.915	0.0192	87.8	12.2
MV	60	0.92	0.0278	86.7	13.3
SB	137	0.91	0.0217	86.9	13.1
SG	170	0.88	0.0238	83.5	16.5
SV	80	0.865	0.0349	80	20

Tabella 4.17: MRAR(2) contro MRAR(4); categorie di Morningstar

Categoria	n	β_s	K^*_{oss}	p_0	p_1
LB	412	0.875	0.0149	85.7	13.3
LG	343	0.765	0.0221	74.1	24.5
LV	245	0.865	0.0195	84.1	14.7
MB	119	0.78	0.0369	74.8	21.8
MG	197	0.805	0.027	76.1	23.4
MV	60	0.845	0.0425	76.7	23.3
SB	137	0.81	0.0321	76.6	21.9
SG	170	0.76	0.0307	71.8	27.1
SV	80	0.795	0.039	73.8	25

Tabella 4.18: MRAR(2) contro MRAR(6); categorie di Morningstar

I risultati sono coerenti con quelli trovati con il K di Cohen standard:

1. -1 resta, tra i due livelli di indifferenza al rischio, quello con il minor accordo con $\gamma = 2$.

2. si possono fare le stesse considerazioni fatte in precedenza riguardo agli stili di investimento e alla capitalizzazione.

In aggiunta abbiamo una misura di qual'è il limite superiore per l'uguaglianza tra i due valori di γ analizzati, ed il grado di uguaglianza stimato può essere letto in corrispondenza della colonna del β_s. Un'altra cosa interessante da notare è che solo nel confronto tra $\gamma = 0$ e $\gamma = -1$, tra tutte le quelle che riportano i risultati con le categorie di Morningstar, la somma tra le due colonne p_0 e p_1 è sempre esattamente uguale al 100%, ad indicare che per quanto noi facciamo variare γ otterremmo una modifica in termini di rating, al più, di una categoria, nei due casi di indifferenza al rischio. Ovviamente si nota come all'aumentare di γ la quantità di accordo osservata si sposti dalla colonna p_0 alla colonna p_1, e come la somma diminuisca allontanandosi dal 100%, anche se lentamente.

4.7.2 5 categorie equispaziate

Categoria	n	β_s	K^*_{oss}	p_0	p_1
LB	412	0.955	0.0093	93.7	6.3
LG	343	0.96	0.0093	94.2	5.8
LV	245	0.97	0.0096	95.1	4.9
MB	119	0.91	0.0233	86.6	13.4
MG	197	0.93	0.0163	89.8	10.2
MV	60	0.95	0.0256	90	10
SB	137	0.935	0.0192	89.8	10.2
SG	170	0.925	0.016	89.4	10.6
SV	80	0.92	0.0234	87.5	12.5

Tabella 4.19: MRAR(0) contro MRAR(-1); 5 categorie equispaziate

Categoria	n	β_s	K^*_{oss}	p_0	p_1
LB	412	0.955	0.0068	94.2	5.8
LG	343	0.89	0.0158	86.3	13.4
LV	245	0.935	0.0128	91.8	7.3
MB	119	0.885	0.0282	83.2	16.8
MG	197	0.88	0.0226	83.8	16.2
MV	60	0.92	0.0278	86.7	13.3
SB	137	0.875	0.0268	83.9	14.6
SG	170	0.86	0.0259	81.2	18.8
SV	80	0.805	0.0443	72.5	27.5

Tabella 4.20: MRAR(0) contro MRAR(2); 5 categorie equispaziate

Categoria	n	β_s	K^*_{oss}	p_0	p_1
LB	412	0.905	0.0138	88.1	11.7
LG	343	0.835	0.0181	81.3	17.5
LV	245	0.9	0.0161	87.8	11.4
MB	119	0.77	0.041	70.6	28.6
MG	197	0.785	0.0274	74.6	24.4
MV	60	0.845	0.0425	76.7	23.3
SB	137	0.8	0.0349	75.2	23.4
SG	170	0.785	0.0311	74.1	24.7
SV	80	0.74	0.0517	66.2	32.5

Tabella 4.21: MRAR(-1) contro MRAR(2); 5 categorie equispaziate

Categoria	n	β_s	K^*_{oss}	p_0	p_1
LB	412	0.915	0.0126	89.8	9.5
LG	343	0.845	0.0171	82.2	16.9
LV	245	0.925	0.014	90.6	8.6
MB	119	0.835	0.0337	78.2	21
MG	197	0.88	0.0226	83.8	16.2
MV	60	0.92	0.0278	86.7	13.3
SB	137	0.91	0.0217	87.6	11.7
SG	170	0.805	0.0288	75.3	24.7
SV	80	0.9	0.0329	85	13.8

Tabella 4.22: MRAR(2) contro MRAR(4); 5 categorie equispaziate

Categoria	n	β_s	K^*_{oss}	p_0	p_1
LB	412	0.84	0.0159	82.3	16.5
LG	343	0.685	0.0259	67.9	28.3
LV	245	0.83	0.0231	80	18.8
MB	119	0.66	0.0432	65.5	27.7
MG	197	0.785	0.0274	75.1	23.4
MV	60	0.845	0.0425	76.7	23.3
SB	137	0.825	0.0321	78.1	20.4
SG	170	0.705	0.034	66.5	31.8
SV	80	0.71	0.0497	65	32.5

Tabella 4.23: MRAR(2) contro MRAR(6); 5 categorie equispaziate

4.7.3 10 categorie equispaziate

Categoria	n	β_s	K^*_{oss}	p_0	p_1
LB	412	0.915	0.0139	89.1	10.7
LG	343	0.92	0.013	89.5	10.5
LV	245	0.915	0.0153	88.6	11.4
MB	119	0.84	0.0318	79	20.2
MG	197	0.855	0.0258	81.7	17.3
MV	60	0.845	0.0425	76.7	23.3
SB	137	0.86	0.0268	81	19
SG	170	0.795	0.03	75.3	23.5
SV	80	0.82	0.0385	76.2	22.5

Tabella 4.24: MRAR(0) contro MRAR(-1); 10 categorie equispaziate

Categoria	n	β_s	K^*_{oss}	p_0	p_1
LB	412	0.87	0.0161	84.7	14.6
LG	343	0.725	0.0248	70.3	27.7
LV	245	0.855	0.0208	82.4	16.7
MB	119	0.705	0.0438	66.4	30.3
MG	197	0.76	0.0309	73.1	24.4
MV	60	0.81	0.0424	73.3	26.7
SB	137	0.755	0.0392	70.8	27
SG	170	0.655	0.0403	63.5	31.8
SV	80	0.6	0.0625	55	40

Tabella 4.25: MRAR(0) contro MRAR(2); 10 categorie equispaziate

Categoria	n	β_s	K^*_{oss}	p_0	p_1
LB	412	0.785	0.0196	77.2	20.6
LG	343	0.635	0.0264	61.8	35.6
LV	245	0.775	0.0273	75.1	21.6
MB	119	0.54	0.056	52.9	39.5
MG	197	0.6	0.0355	58.4	36.5
MV	60	0.6	0.0625	55	40
SB	137	0.595	0.0481	56.9	38
SG	170	0.45	0.0467	47.6	42.9
SV	80	0.45	0.069	47.5	40

Tabella 4.26: MRAR(-1) contro MRAR(2); 10 categorie equispaziate

Categoria	n	β_s	K^*_{oss}	p_0	p_1
LB	412	0.84	0.0186	80.8	18
LG	343	0.73	0.0259	69.7	28.6
LV	245	0.84	0.024	80.4	18.8
MB	119	0.665	0.0461	63.9	29.4
MG	197	0.715	0.0321	68.5	28.9
MV	60	0.82	0.0476	73.3	26.7
SB	137	0.77	0.0391	71.5	27
SG	170	0.64	0.0423	59.4	38.2
SV	80	0.7	0.0515	63.7	31.2

Tabella 4.27: MRAR(2) contro MRAR(4); 10 categorie equispaziate

Categoria	n	β_s	K^*_{oss}	p_0	p_1
LB	412	0.69	0.0248	67.7	28.6
LG	343	0.395	0.0345	44.9	43.4
LV	245	0.63	0.0359	60	37.1
MB	119	0.42	0.0531	47.9	37.8
MG	197	0.49	0.0461	52.8	36.5
MV	60	0.62	0.0638	60	31.7
SB	137	0.58	0.0483	55.5	36.5
SG	170	0.43	0.0457	45.3	43.5
SV	80	0.41	0.078	46.3	37.5

Tabella 4.28: MRAR(2) contro MRAR(6); 10 categorie equispaziate

L'analisi su 5 e 10 categorie equispaziate riconferma quello che già si era notato semplicemente guardando i valori dei K di Cohen, cioè che le categorie di Morningstar, per come sono strutturate, tendono ad appiattire la valutazione rispetto alle 5 e ancora di più alle 10 equispaziate. Per il resto anche in queto caso abbiamo finalmente una stima di quanto i rating prodotti siano uguali con probabilità $1 - \alpha$.

Capitolo 5

Conclusioni

La prima cosa che notiamo dall'analisi della correlazione tra i ranghi è che i nostri risultati, in termini di ρ_s di Spearman, sono piuttosto elevati e coerenti con quelli ottenuti da Eling e Schumacher (2007), e Sortino e van der Meer (2001); tuttavia i risultati ottenuti da questi autori sono decisamente più estremi, poichè la correlazione più bassa che trovano tra tutte le misure analizzate è 0.93 e la maggior parte delle correlazioni si trova tra 0.97 e 0.99, mentre nella nostra analisi abbiamo trovato diverse correlazioni anche prossime allo 0.8. Ad ogni modo sfruttando anche i risultati trovati da questi autori è emerso che per ragioni pratiche probabilmente la correlazione per ranghi non è lo strumento ideale per accorgersi di eventuali disaccordi tra raters. Un'analisi su categorie basata su misure di accordo sembra mettere in luce quello che la correlazione per ranghi non fa vedere, amplificando di fatto le differenze tra il rating generato dalle misure di performance; differenze che comunque si trovano in corrispondenza degli stessi incroci tra misure che avevano i valori ρ_s di Spearman inferiori.

Dall'analisi per categorie emerge comunque quali misure sono più ridondanti di altre rispetto all'indice di Sharpe. Le misure sul drawdown, ed in particolare l'indice di Calmar, l'Upside potential ratio e l'indice di Sharpe condizionale sono decisamente quelle che generano i rating con accordo inferiore rispetto a quelli generati con l'indice di Sharpe e potrebbero essere combinate insieme in qualche modo per la proposta di una nuova misura di performance.

Un ulteriore approfondimento interessante potrebbe essere quello di verificare la persistenza della differenza tra raters, utilizzando ad esempio finestre rolling.

La prima cosa che si nota dalla suddivisione in categorie è che la scelta di Morningstar per quello che riguarda le categorie non è la più informativa possibile, anche qui nel senso che è la classificazione all'interno della quale gli accordi si modificano di meno al variare della misura di performance, è proprio quella di Morningstar.

Entrando quindi nel vivo dell'analisi dell'indicatore MRAR di Morningstar, cerchiamo di identificare che impatto ha la variazione del γ di Morningstar nel rating, con i K di Cohen standard. I risultati sembrano dimostrare che effettivamente facendo variare il parametro si ottiene un cambiamento nel rating, e che questo cambiamento, cioè la diminuzione del grado di accordo, è direttamente proporzionale all'aumentare del parametro, dimostrando quindi che in qualche modo γ ha la capacità di controllare il rischio, e che le assunzioni teoriche sulla funzione di utilità dalla quale si deriva la formula per il calcolo dell'MRAR sono fondate. Tuttavia, come abbiamo messo in luce nello specifico nel capitolo dell'analisi, i risultati ottenuti con γ=2 ci sembrano decisamente troppo simili ai casi di indifferenza al rischio $\gamma = 0$ e $\gamma = -1$, cosa che dimostrerebbe che 2 è un valore un pò basso per γ, considerando poi che il problema potrebbe essere risolto con relativa facilità alzando il valore del parametro.

Con l'analisi svolta con il K^* infine, arriviamo alle stesse conclusioni trovate in precedenza con il valore aggiunto di avere una stima numerica confrontabile per l'uguaglianza del rating, notando che le differenze in termini di β sono di fatto un indicatore spia di quanto il rating possa cambiare in termine di accordo percentuale facendo variare determinati parametri (γ e le categorie nel nostro caso). Anche qui concludiamo osservando che la capacità di γ di controllare il rischio c'è ma è probabilmente troppo debole se $\gamma = 2$, basta pensare che, nel caso della classificazione di Morningstar, all'interno delle due tabelle che confrontano $\gamma = 0$ con $\gamma = 2$, e $\gamma = -1$ con $\gamma = 2$ il maggior livello di β-equivalenza osservata è 0.965, mentre il livello più basso è 0.82. Probabilmente un'uguaglianza del rating rispetto all'indifferenza al rischio che varia tra il 96,5% e l'82%, non è esattamente quello che un investitore avverso al rischio si aspetta.

Comunque sia, tutte queste considerazioni devono tenere conto del fatto che la scelta finale di un dato parametro, di una misura di rischio per correggere la performance, o di una certa categoria da utilizzare nel rating dipende inevitabilmente dalla personale avversione al rischio di ogni individuo, una caratteristica che può variare da persona a persona, anche di molto, e che in generale è molto difficile da quantificare. Non è detto che il controllo del rischio porti ad un'allocazione migliore, nel senso stretto, dei propri investimenti. Probabilmente studi di questo tipo, potranno portare a creare rating "personalizzati" a seconda delle necessità e del profilo di rischio di ogni individuo.

Appendice A

Risultati Large Growth e Large Value

Misura	IS	Ω	So	K3	UR	CR	St	BR	EVaR	CS	MS	α	T
IS	1	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Ω	0.993	1	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
So	0.989	0.989	1	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
K3	0.977	0.973	0.995	1	-	-	-	-	-	-	-	-	-
UR	0.941	0.933	0.973	0.986	1	-	-	-	-	-	-	-	-
CR	0.878	0.865	0.892	0.903	0.896	1	-	-	-	-	-	-	-
St	0.905	0.89	0.92	0.934	0.926	0.98	1	-	-	-	-	-	-
BR	0.904	0.888	0.918	0.932	0.925	0.983	1	1	-	-	-	-	-
EVaR	0.999	0.991	0.989	0.978	0.943	0.887	0.914	0.913	1	-	-	-	-
CS	0.927	0.915	0.94	0.955	0.942	0.88	0.922	0.92	0.929	1	-	-	-
MS	0.996	0.989	0.98	0.965	0.925	0.871	0.897	0.895	0.996	0.913	1	-	-
α	0.972	0.97	0.959	0.941	0.905	0.825	0.85	0.849	0.97	0.886	0.972	1	-
T	0.976	0.979	0.963	0.943	0.901	0.81	0.838	0.836	0.971	0.884	0.973	0.99	1

Tabella A.1: *Large Growth*:ρ_s di Spearman calcolati sui ranghi generati da coppie di misure di performance

Misura	IS	Ω	So	K3	UR	CR	St	BR	EVaR	CS	MS	α	T
IS	1	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Ω	0.861	1	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
So	0.854	0.846	1	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
K3	0.769	0.761	0.9	1	-	-	-	-	-	-	-	-	-
UR	0.665	0.661	0.784	0.861	1	-	-	-	-	-	-	-	-
CR	0.484	0.464	0.534	0.545	0.53	1	-	-	-	-	-	-	-
St	0.545	0.511	0.603	0.638	0.622	0.8	1	-	-	-	-	-	-
BR	0.545	0.511	0.603	0.638	0.622	0.815	0.977	1	-	-	-	-	-
EVaR	0.969	0.854	0.846	0.769	0.665	0.487	0.561	0.561	1	-	-	-	-
CS	0.692	0.638	0.73	0.746	0.715	0.526	0.634	0.619	0.692	1	-	-	-
MS	0.9	0.83	0.8	0.73	0.619	0.468	0.511	0.511	0.884	0.649	1	-	-
α	0.692	0.734	0.672	0.607	0.518	0.418	0.461	0.453	0.684	0.557	0.707	1	-
T	0.746	0.769	0.692	0.619	0.534	0.38	0.43	0.43	0.746	0.588	0.738	0.85	1

Tabella A.2: *Large Growth*:K di Cohen calcolati sugli accordi tra le frequenze della valutazione fatta sulle stesse categorie di Morningstar

Misura	IS	Ω	So	K3	UR	CR	St	BR	EVaR	CS	MS	α	T
IS	1	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Ω	0.869	1	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
So	0.854	0.854	1	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
K3	0.745	0.727	0.854	1	-	-	-	-	-	-	-	-	-
UR	0.574	0.555	0.676	0.781	1	-	-	-	-	-	-	-	-
CR	0.493	0.446	0.472	0.49	0.442	1	-	-	-	-	-	-	-
St	0.552	0.493	0.544	0.588	0.53	0.745	1	-	-	-	-	-	-
BR	0.541	0.483	0.534	0.574	0.508	0.767	0.971	1	-	-	-	-	-
EVaR	0.956	0.847	0.847	0.752	0.574	0.523	0.566	0.555	1	-	-	-	-
CS	0.574	0.552	0.621	0.698	0.621	0.446	0.559	0.544	0.585	1	-	-	-
MS	0.909	0.84	0.792	0.694	0.537	0.49	0.526	0.515	0.902	0.559	1	-	-
α	0.676	0.679	0.614	0.555	0.421	0.355	0.38	0.366	0.665	0.457	0.694	1	-
T	0.683	0.723	0.628	0.541	0.428	0.322	0.344	0.333	0.657	0.446	0.672	0.854	1

Tabella A.3: *Large Growth*:K di Cohen calcolati sugli accordi tra le frequenze della valutazione fatta su 5 categorie equispaziate

Misura	IS	Ω	So	K3	UR	CR	St	BR	EVaR	CS	MS	α	T
IS	1	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Ω	0.754	1	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
So	0.686	0.702	1	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
K3	0.559	0.54	0.773	1	-	-	-	-	-	-	-	-	-
UR	0.385	0.381	0.524	0.657	1	-	-	-	-	-	-	-	-
CR	0.3	0.261	0.304	0.326	0.291	1	-	-	-	-	-	-	-
St	0.32	0.294	0.326	0.372	0.362	0.592	1	-	-	-	-	-	-
BR	0.307	0.287	0.323	0.368	0.352	0.618	0.948	1	-	-	-	-	-
EVaR	0.935	0.731	0.683	0.559	0.378	0.307	0.339	0.316	1	-	-	-	-
CS	0.397	0.355	0.456	0.53	0.433	0.261	0.368	0.352	0.41	1	-	-	-
MS	0.799	0.699	0.608	0.504	0.352	0.274	0.294	0.278	0.802	0.372	1	-	-
α	0.44	0.459	0.397	0.355	0.255	0.193	0.19	0.167	0.44	0.297	0.462	1	-
T	0.482	0.53	0.436	0.372	0.3	0.177	0.203	0.193	0.472	0.304	0.478	0.738	1

Tabella A.4: *Large Growth*:K di Cohen calcolati sugli accordi tra le frequenze della valutazione fatta su 10 categorie equispaziate

Misura	IS	Ω	So	K3	UR	CR	St	BR	EVaR	CS	MS	α	T
IS	1	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Ω	0.992	1	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
So	0.984	0.991	1	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
K3	0.974	0.979	0.996	1	-	-	-	-	-	-	-	-	-
UR	0.952	0.959	0.987	0.993	1	-	-	-	-	-	-	-	-
CR	0.868	0.859	0.888	0.903	0.9	1	-	-	-	-	-	-	-
St	0.905	0.903	0.93	0.94	0.938	0.978	1	-	-	-	-	-	-
BR	0.902	0.899	0.925	0.936	0.934	0.983	0.999	1	-	-	-	-	-
EVaR	0.999	0.991	0.982	0.972	0.95	0.868	0.906	0.902	1	-	-	-	-
CS	0.918	0.915	0.936	0.95	0.937	0.909	0.933	0.931	0.917	1	-	-	-
MS	0.991	0.992	0.987	0.978	0.958	0.868	0.91	0.906	0.991	0.922	1	-	-
α	0.982	0.975	0.966	0.955	0.934	0.857	0.897	0.894	0.981	0.907	0.978	1	-
T	0.982	0.974	0.965	0.954	0.934	0.86	0.899	0.895	0.982	0.906	0.978	0.997	1

Tabella A.5: *Large Value*:ρ_s di Spearman calcolati sui ranghi generati da coppie di misure di performance

Misura	IS	Ω	So	K3	UR	CR	St	BR	EVaR	CS	MS	α	T
IS	1	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Ω	0.86	1	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
So	0.816	0.86	1	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
K3	0.741	0.784	0.903	1	-	-	-	-	-	-	-	-	-
UR	0.698	0.708	0.849	0.881	1	-	-	-	-	-	-	-	-
CR	0.411	0.411	0.471	0.492	0.498	1	-	-	-	-	-	-	-
St	0.536	0.536	0.59	0.633	0.611	0.73	1	-	-	-	-	-	-
BR	0.536	0.525	0.59	0.622	0.59	0.773	0.935	1	-	-	-	-	-
EVaR	0.968	0.881	0.816	0.741	0.687	0.411	0.53	0.536	1	-	-	-	-
CS	0.59	0.579	0.665	0.73	0.698	0.514	0.611	0.6	0.579	1	-	-	-
MS	0.914	0.881	0.838	0.762	0.708	0.417	0.53	0.53	0.924	0.579	1	-	-
α	0.795	0.784	0.725	0.638	0.638	0.406	0.492	0.487	0.795	0.536	0.795	1	-
T	0.827	0.795	0.768	0.703	0.681	0.433	0.519	0.514	0.849	0.557	0.849	0.881	1

Tabella A.6: *Large Value*:K di Cohen calcolati sugli accordi tra le frequenze della valutazione fatta sulle stesse categorie di Morningstar

Misura	IS	Ω	So	K3	UR	CR	St	BR	EVaR	CS	MS	α	T
IS	1	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Ω	0.837	1	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
So	0.765	0.827	1	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
K3	0.684	0.724	0.888	1	-	-	-	-	-	-	-	-	-
UR	0.566	0.612	0.755	0.857	1	-	-	-	-	-	-	-	-
CR	0.429	0.398	0.464	0.495	0.495	1	-	-	-	-	-	-	-
St	0.434	0.434	0.495	0.526	0.556	0.755	1	-	-	-	-	-	-
BR	0.423	0.423	0.485	0.526	0.556	0.776	0.98	1	-	-	-	-	-
EVaR	0.959	0.811	0.76	0.679	0.566	0.423	0.429	0.418	1	-	-	-	-
CS	0.48	0.505	0.587	0.597	0.592	0.51	0.587	0.577	0.48	1	-	-	-
MS	0.852	0.816	0.827	0.724	0.628	0.413	0.464	0.454	0.878	0.485	1	-	-
α	0.786	0.719	0.658	0.582	0.505	0.393	0.429	0.408	0.806	0.474	0.755	1	-
T	0.801	0.724	0.658	0.577	0.51	0.408	0.423	0.408	0.821	0.48	0.76	0.959	1

Tabella A.7: *Large Value*:K di Cohen calcolati sugli accordi tra le frequenze della valutazione fatta su 5 categorie equispaziate

Misura	IS	Ω	So	K3	UR	CR	St	BR	EVaR	CS	MS	α	T
IS	1	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Ω	0.723	1	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
So	0.633	0.655	1	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
K3	0.546	0.542	0.8	1	-	-	-	-	-	-	-	-	-
UR	0.429	0.438	0.624	0.778	1	-	-	-	-	-	-	-	-
CR	0.292	0.27	0.27	0.306	0.315	1	-	-	-	-	-	-	-
St	0.288	0.283	0.32	0.361	0.365	0.528	1	-	-	-	-	-	-
BR	0.279	0.279	0.306	0.333	0.342	0.592	0.909	1	-	-	-	-	-
EVaR	0.918	0.683	0.614	0.515	0.406	0.274	0.274	0.265	1	-	-	-	-
CS	0.333	0.333	0.424	0.456	0.46	0.283	0.388	0.356	0.342	1	-	-	-
MS	0.8	0.687	0.71	0.583	0.478	0.265	0.274	0.265	0.814	0.351	1	-	-
α	0.655	0.551	0.483	0.41	0.351	0.243	0.27	0.261	0.66	0.338	0.61	1	-
T	0.664	0.546	0.506	0.429	0.361	0.27	0.279	0.27	0.664	0.356	0.637	0.864	1

Tabella A.8: *Large Value*:K di Cohen calcolati sugli accordi tra le frequenze della valutazione fatta su 10 categorie equispaziate

Appendice B

Risultati Medium Blend, Value e Growth

Misura	IS	Ω	So	K3	UR	CR	St	BR	EVaR	CS	MS	α	T
IS	1	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Ω	0.994	1	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
So	0.989	0.99	1	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
K3	0.983	0.979	0.996	1	-	-	-	-	-	-	-	-	-
UR	0.967	0.961	0.988	0.995	1	-	-	-	-	-	-	-	-
CR	0.913	0.907	0.931	0.941	0.939	1	-	-	-	-	-	-	-
St	0.948	0.942	0.959	0.964	0.959	0.981	1	-	-	-	-	-	-
BR	0.944	0.938	0.956	0.963	0.958	0.986	0.999	1	-	-	-	-	-
EVaR	0.999	0.991	0.985	0.978	0.963	0.908	0.946	0.942	1	-	-	-	-
CS	0.963	0.95	0.963	0.973	0.963	0.938	0.956	0.955	0.962	1	-	-	-
MS	0.997	0.991	0.982	0.972	0.955	0.898	0.938	0.933	0.998	0.953	1	-	-
α	0.967	0.974	0.96	0.945	0.925	0.868	0.905	0.901	0.965	0.915	0.969	1	-
T	0.974	0.98	0.965	0.949	0.929	0.869	0.91	0.906	0.971	0.917	0.975	0.994	1

Tabella B.1: *Medium Blend*:ρ_s di Spearman calcolati sui ranghi generati da coppie di misure di performance

Misura	IS	Ω	So	K3	UR	CR	St	BR	EVaR	CS	MS	α	T
IS	1	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Ω	0.866	1	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
So	0.799	0.866	1	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
K3	0.777	0.844	0.955	1	-	-	-	-	-	-	-	-	-
UR	0.666	0.732	0.844	0.889	1	-	-	-	-	-	-	-	-
CR	0.576	0.532	0.599	0.643	0.688	1	-	-	-	-	-	-	-
St	0.654	0.632	0.699	0.71	0.71	0.799	1	-	-	-	-	-	-
BR	0.61	0.588	0.677	0.688	0.71	0.844	0.955	1	-	-	-	-	-
EVaR	0.933	0.822	0.755	0.732	0.643	0.554	0.632	0.588	1	-	-	-	-
CS	0.654	0.632	0.643	0.688	0.71	0.688	0.699	0.699	0.632	1	-	-	-
MS	0.866	0.822	0.766	0.744	0.632	0.521	0.588	0.554	0.911	0.565	1	-	-
α	0.632	0.699	0.565	0.543	0.498	0.342	0.398	0.353	0.643	0.509	0.666	1	-
T	0.744	0.721	0.632	0.61	0.565	0.409	0.465	0.42	0.721	0.532	0.721	0.866	1

Tabella B.2: *Medium Blend*:K di Cohen calcolati sugli accordi tra le frequenze della valutazione fatta sulle stesse categorie di Morningstar

Misura	IS	Ω	So	K3	UR	CR	St	BR	EVaR	CS	MS	α	T
IS	1	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Ω	0.853	1	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
So	0.832	0.874	1	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
K3	0.842	0.832	0.895	1	-	-	-	-	-	-	-	-	-
UR	0.758	0.769	0.811	0.874	1	-	-	-	-	-	-	-	-
CR	0.538	0.517	0.569	0.59	0.58	1	-	-	-	-	-	-	-
St	0.622	0.664	0.674	0.674	0.653	0.811	1	-	-	-	-	-	-
BR	0.622	0.643	0.653	0.653	0.653	0.832	0.979	1	-	-	-	-	-
EVaR	0.979	0.853	0.811	0.842	0.758	0.517	0.601	0.601	1	-	-	-	-
CS	0.706	0.674	0.664	0.685	0.632	0.58	0.622	0.601	0.706	1	-	-	-
MS	0.916	0.832	0.79	0.779	0.695	0.475	0.559	0.559	0.916	0.653	1	-	-
α	0.8	0.79	0.727	0.716	0.685	0.401	0.485	0.475	0.8	0.58	0.811	1	-
T	0.842	0.811	0.748	0.716	0.685	0.422	0.506	0.496	0.842	0.601	0.853	0.937	1

Tabella B.3: *Medium Blend*:K di Cohen calcolati sugli accordi tra le frequenze della valutazione fatta su 5 categorie equispaziate

Misura	IS	Ω	So	K3	UR	CR	St	BR	EVaR	CS	MS	α	T
IS	1	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Ω	0.72	1	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
So	0.617	0.692	1	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
K3	0.57	0.626	0.813	1	-	-	-	-	-	-	-	-	-
UR	0.524	0.552	0.692	0.795	1	-	-	-	-	-	-	-	-
CR	0.356	0.281	0.365	0.346	0.346	1	-	-	-	-	-	-	-
St	0.402	0.449	0.486	0.524	0.43	0.57	1	-	-	-	-	-	-
BR	0.384	0.43	0.477	0.505	0.449	0.617	0.944	1	-	-	-	-	-
EVaR	0.925	0.683	0.608	0.58	0.514	0.318	0.374	0.356	1	-	-	-	-
CS	0.486	0.44	0.421	0.458	0.421	0.384	0.44	0.402	0.496	1	-	-	-
MS	0.832	0.692	0.608	0.552	0.514	0.3	0.365	0.346	0.869	0.43	1	-	-
α	0.552	0.598	0.43	0.43	0.412	0.141	0.216	0.197	0.552	0.3	0.57	1	-
T	0.655	0.589	0.468	0.458	0.44	0.197	0.262	0.234	0.664	0.346	0.636	0.832	1

Tabella B.4: *Medium Blend*:K di Cohen calcolati sugli accordi tra le frequenze della valutazione fatta su 10 categorie equispaziate

Misura	IS	Ω	So	K3	UR	CR	St	BR	EVaR	CS	MS	α	T
IS	1	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Ω	0.993	1	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
So	0.992	0.99	1	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
K3	0.984	0.978	0.996	1	-	-	-	-	-	-	-	-	-
UR	0.964	0.952	0.984	0.992	1	-	-	-	-	-	-	-	-
CR	0.937	0.928	0.943	0.944	0.936	1	-	-	-	-	-	-	-
St	0.95	0.939	0.956	0.958	0.951	0.982	1	-	-	-	-	-	-
BR	0.948	0.938	0.954	0.957	0.949	0.985	0.999	1	-	-	-	-	-
EVaR	1	0.992	0.992	0.984	0.965	0.939	0.952	0.95	1	-	-	-	-
CS	0.959	0.944	0.967	0.979	0.971	0.928	0.943	0.941	0.959	1	-	-	-
MS	0.994	0.987	0.978	0.965	0.941	0.923	0.936	0.934	0.994	0.939	1	-	-
α	0.966	0.966	0.961	0.952	0.93	0.874	0.887	0.886	0.963	0.927	0.964	1	-
T	0.963	0.963	0.959	0.951	0.93	0.872	0.886	0.884	0.962	0.926	0.962	0.996	1

Tabella B.5: *Medium Growth*:ρ_s di Spearman calcolati sui ranghi generati da coppie di misure di performance

Misura	IS	Ω	So	K3	UR	CR	St	BR	EVaR	CS	MS	α	T
IS	1	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Ω	0.866	1	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
So	0.893	0.866	1	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
K3	0.799	0.759	0.879	1	-	-	-	-	-	-	-	-	-
UR	0.759	0.691	0.826	0.879	1	-	-	-	-	-	-	-	-
CR	0.685	0.631	0.678	0.671	0.671	1	-	-	-	-	-	-	-
St	0.725	0.658	0.718	0.712	0.738	0.839	1	-	-	-	-	-	-
BR	0.725	0.671	0.705	0.698	0.725	0.839	0.987	1	-	-	-	-	-
EVaR	0.987	0.852	0.879	0.799	0.759	0.685	0.725	0.725	1	-	-	-	-
CS	0.698	0.658	0.698	0.785	0.772	0.591	0.658	0.645	0.712	1	-	-	-
MS	0.92	0.839	0.826	0.738	0.712	0.658	0.671	0.685	0.92	0.678	1	-	-
α	0.698	0.712	0.678	0.638	0.551	0.497	0.49	0.504	0.698	0.564	0.738	1	-
T	0.698	0.712	0.705	0.678	0.584	0.484	0.49	0.504	0.698	0.604	0.738	0.893	1

Tabella B.6: *Medium Growth*:K di Cohen calcolati sugli accordi tra le frequenze della valutazione fatta sulle stesse categorie di Morningstar

Misura	IS	Ω	So	K3	UR	CR	St	BR	EVaR	CS	MS	α	T
IS	1	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Ω	0.886	1	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
So	0.86	0.822	1	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
K3	0.772	0.695	0.86	1	-	-	-	-	-	-	-	-	-
UR	0.651	0.594	0.733	0.822	1	-	-	-	-	-	-	-	-
CR	0.53	0.48	0.537	0.549	0.53	1	-	-	-	-	-	-	-
St	0.556	0.511	0.524	0.549	0.556	0.695	1	-	-	-	-	-	-
BR	0.556	0.511	0.524	0.549	0.575	0.708	0.975	1	-	-	-	-	-
EVaR	0.937	0.848	0.822	0.733	0.613	0.556	0.607	0.607	1	-	-	-	-
CS	0.626	0.569	0.613	0.695	0.657	0.543	0.537	0.549	0.613	1	-	-	-
MS	0.898	0.822	0.772	0.67	0.581	0.543	0.549	0.537	0.886	0.562	1	-	-
α	0.689	0.708	0.683	0.613	0.569	0.429	0.404	0.404	0.664	0.537	0.702	1	-
T	0.74	0.733	0.702	0.619	0.588	0.454	0.423	0.423	0.689	0.537	0.74	0.924	1

Tabella B.7: *Medium Growth*:K di Cohen calcolati sugli accordi tra le frequenze della valutazione fatta su 5 categorie equispaziate

Misura	IS	Ω	So	K3	UR	CR	St	BR	EVaR	CS	MS	α	T
IS	1	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Ω	0.757	1	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
So	0.746	0.684	1	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
K3	0.566	0.487	0.729	1	-	-	-	-	-	-	-	-	-
UR	0.453	0.391	0.56	0.729	1	-	-	-	-	-	-	-	-
CR	0.38	0.334	0.385	0.374	0.38	1	-	-	-	-	-	-	-
St	0.385	0.363	0.38	0.374	0.402	0.543	1	-	-	-	-	-	-
BR	0.385	0.363	0.368	0.363	0.396	0.583	0.944	1	-	-	-	-	-
EVaR	0.91	0.712	0.712	0.543	0.425	0.385	0.391	0.396	1	-	-	-	-
CS	0.425	0.329	0.396	0.537	0.487	0.357	0.391	0.413	0.419	1	-	-	-
MS	0.853	0.656	0.616	0.475	0.408	0.368	0.368	0.357	0.82	0.402	1	-	-
α	0.425	0.47	0.459	0.38	0.334	0.25	0.227	0.233	0.436	0.317	0.487	1	-
T	0.481	0.509	0.481	0.385	0.351	0.272	0.233	0.239	0.475	0.312	0.515	0.842	1

Tabella B.8: *Medium Growth*:K di Cohen calcolati sugli accordi tra le frequenze della valutazione fatta su 10 categorie equispaziate

Misura	IS	Ω	So	K3	UR	CR	St	BR	EVaR	CS	MS	α	T
IS	1	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Ω	0.975	1	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
So	0.965	0.981	1	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
K3	0.948	0.96	0.993	1	-	-	-	-	-	-	-	-	-
UR	0.931	0.943	0.986	0.995	1	-	-	-	-	-	-	-	-
CR	0.847	0.841	0.877	0.885	0.881	1	-	-	-	-	-	-	-
St	0.875	0.879	0.916	0.923	0.919	0.968	1	-	-	-	-	-	-
BR	0.882	0.882	0.92	0.927	0.923	0.979	0.997	1	-	-	-	-	-
EVaR	0.997	0.972	0.96	0.942	0.923	0.846	0.874	0.881	1	-	-	-	-
CS	0.93	0.918	0.942	0.952	0.942	0.885	0.908	0.914	0.93	1	-	-	-
MS	0.98	0.972	0.946	0.918	0.894	0.844	0.866	0.873	0.982	0.909	1	-	-
α	0.947	0.963	0.953	0.93	0.912	0.833	0.864	0.87	0.939	0.883	0.951	1	-
T	0.947	0.956	0.94	0.914	0.895	0.818	0.846	0.852	0.94	0.871	0.951	0.992	1

Tabella B.9: *Medium Value*:ρ_s di Spearman calcolati sui ranghi generati da coppie di misure di performance

Misura	IS	Ω	So	K3	UR	CR	St	BR	EVaR	CS	MS	α	T
IS	1	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Ω	0.824	1	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
So	0.735	0.735	1	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
K3	0.735	0.735	0.956	1	-	-	-	-	-	-	-	-	-
UR	0.735	0.735	1	0.956	1	-	-	-	-	-	-	-	-
CR	0.383	0.449	0.559	0.603	0.559	1	-	-	-	-	-	-	-
St	0.383	0.427	0.559	0.603	0.559	0.78	1	-	-	-	-	-	-
BR	0.405	0.449	0.559	0.603	0.559	0.78	0.956	1	-	-	-	-	-
EVaR	0.912	0.78	0.735	0.735	0.735	0.427	0.427	0.449	1	-	-	-	-
CS	0.559	0.603	0.713	0.691	0.713	0.647	0.647	0.603	0.559	1	-	-	-
MS	0.824	0.78	0.713	0.713	0.713	0.493	0.449	0.471	0.868	0.581	1	-	-
α	0.603	0.691	0.603	0.603	0.603	0.449	0.449	0.405	0.625	0.603	0.669	1	-
T	0.603	0.691	0.603	0.603	0.603	0.471	0.405	0.405	0.625	0.559	0.713	0.868	1

Tabella B.10: *Medium Value*:K di Cohen calcolati sugli accordi tra le frequenze della valutazione fatta sulle stesse categorie di Morningstar

Misura	IS	Ω	So	K3	UR	CR	St	BR	EVaR	CS	MS	α	T
IS	1	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Ω	0.688	1	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
So	0.521	0.708	1	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
K3	0.438	0.583	0.833	1	-	-	-	-	-	-	-	-	-
UR	0.375	0.5	0.792	0.917	1	-	-	-	-	-	-	-	-
CR	0.396	0.396	0.5	0.458	0.5	1	-	-	-	-	-	-	-
St	0.417	0.354	0.396	0.375	0.458	0.729	1	-	-	-	-	-	-
BR	0.479	0.396	0.479	0.458	0.542	0.75	0.917	1	-	-	-	-	-
EVaR	0.917	0.688	0.562	0.479	0.417	0.396	0.396	0.458	1	-	-	-	-
CS	0.479	0.438	0.562	0.604	0.625	0.562	0.5	0.583	0.5	1	-	-	-
MS	0.854	0.75	0.542	0.479	0.417	0.438	0.438	0.5	0.854	0.458	1	-	-
α	0.646	0.708	0.667	0.604	0.521	0.312	0.312	0.375	0.667	0.417	0.729	1	-
T	0.646	0.729	0.667	0.646	0.562	0.292	0.271	0.354	0.667	0.458	0.688	0.875	1

Tabella B.11: *Medium Value*:K di Cohen calcolati sugli accordi tra le frequenze della valutazione fatta su 5 categorie equispaziate

Misura	IS	Ω	So	K3	UR	CR	St	BR	EVaR	CS	MS	α	T
IS	1	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Ω	0.574	1	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
So	0.389	0.537	1	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
K3	0.333	0.444	0.741	1	-	-	-	-	-	-	-	-	-
UR	0.259	0.352	0.667	0.815	1	-	-	-	-	-	-	-	-
CR	0.241	0.241	0.278	0.296	0.315	1	-	-	-	-	-	-	-
St	0.222	0.222	0.185	0.241	0.278	0.556	1	-	-	-	-	-	-
BR	0.296	0.241	0.241	0.315	0.352	0.574	0.889	1	-	-	-	-	-
EVaR	0.889	0.519	0.389	0.37	0.315	0.259	0.222	0.296	1	-	-	-	-
CS	0.315	0.296	0.407	0.463	0.519	0.426	0.389	0.407	0.315	1	-	-	-
MS	0.759	0.593	0.389	0.315	0.259	0.315	0.241	0.278	0.778	0.259	1	-	-
α	0.463	0.481	0.519	0.481	0.389	0.222	0.222	0.278	0.463	0.333	0.519	1	-
T	0.481	0.556	0.481	0.463	0.389	0.204	0.185	0.241	0.481	0.352	0.537	0.778	1

Tabella B.12: *Medium Value*:K di Cohen calcolati sugli accordi tra le frequenze della valutazione fatta su 10 categorie equispaziate

Appendice C

Risultati Small Blend, Value e Growth

Misura	IS	Ω	So	K3	UR	CR	St	BR	EVaR	CS	MS	α	T
IS	1	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Ω	0.994	1	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
So	0.994	0.992	1	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
K3	0.988	0.984	0.997	1	-	-	-	-	-	-	-	-	-
UR	0.969	0.96	0.985	0.991	1	-	-	-	-	-	-	-	-
CR	0.818	0.807	0.82	0.836	0.819	1	-	-	-	-	-	-	-
St	0.875	0.864	0.878	0.89	0.874	0.967	1	-	-	-	-	-	-
BR	0.914	0.902	0.916	0.93	0.913	0.929	0.956	1	-	-	-	-	-
EVaR	0.956	0.95	0.95	0.944	0.925	0.862	0.919	0.871	1	-	-	-	-
CS	0.911	0.904	0.915	0.924	0.906	0.899	0.945	0.899	0.955	1	-	-	-
MS	0.954	0.948	0.943	0.936	0.914	0.849	0.909	0.86	0.998	0.945	1	-	-
α	0.971	0.964	0.966	0.957	0.942	0.775	0.834	0.873	0.929	0.863	0.93	1	-
T	0.982	0.977	0.979	0.972	0.957	0.792	0.847	0.885	0.938	0.878	0.939	0.993	1

Tabella C.1: *Small Blend*:ρ_s di Spearman calcolati sui ranghi generati da coppie di misure di performance

Misura	IS	Ω	So	K3	UR	CR	St	BR	EVaR	CS	MS	α	T
IS	1	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Ω	0.903	1	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
So	0.865	0.826	1	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
K3	0.807	0.749	0.903	1	-	-	-	-	-	-	-	-	-
UR	0.729	0.671	0.826	0.884	1	-	-	-	-	-	-	-	-
CR	0.478	0.42	0.459	0.488	0.469	1	-	-	-	-	-	-	-
St	0.604	0.584	0.584	0.594	0.575	0.71	1	-	-	-	-	-	-
BR	0.594	0.556	0.575	0.604	0.584	0.739	0.894	1	-	-	-	-	-
EVaR	0.952	0.894	0.855	0.816	0.739	0.507	0.652	0.623	1	-	-	-	-
CS	0.739	0.681	0.758	0.778	0.739	0.546	0.584	0.575	0.787	1	-	-	-
MS	0.874	0.816	0.739	0.681	0.623	0.469	0.613	0.546	0.865	0.691	1	-	-
α	0.72	0.662	0.72	0.671	0.633	0.324	0.449	0.411	0.691	0.594	0.691	1	-
T	0.749	0.71	0.749	0.7	0.662	0.391	0.498	0.469	0.72	0.642	0.739	0.845	1

Tabella C.2: *Small Blend*:K di Cohen calcolati sugli accordi tra le frequenze della valutazione fatta sulle stesse categorie di Morningstar

Misura	IS	Ω	So	K3	UR	CR	St	BR	EVaR	CS	MS	α	T
IS	1	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Ω	0.854	1	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
So	0.909	0.909	1	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
K3	0.872	0.872	0.945	1	-	-	-	-	-	-	-	-	-
UR	0.69	0.635	0.726	0.763	1	-	-	-	-	-	-	-	-
CR	0.434	0.453	0.407	0.434	0.398	1	-	-	-	-	-	-	-
St	0.589	0.571	0.571	0.599	0.599	0.69	1	-	-	-	-	-	-
BR	0.617	0.58	0.58	0.608	0.599	0.699	0.954	1	-	-	-	-	-
EVaR	0.936	0.827	0.863	0.827	0.662	0.416	0.58	0.589	1	-	-	-	-
CS	0.553	0.571	0.571	0.571	0.553	0.526	0.608	0.608	0.599	1	-	-	-
MS	0.918	0.808	0.845	0.808	0.662	0.425	0.562	0.571	0.927	0.571	1	-	-
α	0.754	0.717	0.735	0.726	0.626	0.325	0.471	0.471	0.763	0.425	0.745	1	-
T	0.818	0.799	0.799	0.79	0.644	0.361	0.507	0.516	0.772	0.434	0.772	0.891	1

Tabella C.3: *Small Blend*:K di Cohen calcolati sugli accordi tra le frequenze della valutazione fatta su 5 categorie equispaziate

Misura	IS	Ω	So	K3	UR	CR	St	BR	EVaR	CS	MS	α	T
IS	1	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Ω	0.732	1	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
So	0.789	0.74	1	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
K3	0.7	0.659	0.83	1	-	-	-	-	-	-	-	-	-
UR	0.505	0.432	0.57	0.627	1	-	-	-	-	-	-	-	-
CR	0.181	0.197	0.197	0.238	0.221	1	-	-	-	-	-	-	-
St	0.359	0.327	0.27	0.319	0.343	0.505	1	-	-	-	-	-	-
BR	0.367	0.319	0.286	0.335	0.359	0.513	0.903	1	-	-	-	-	-
EVaR	0.903	0.7	0.749	0.692	0.521	0.181	0.367	0.359	1	-	-	-	-
CS	0.343	0.343	0.4	0.424	0.44	0.311	0.375	0.392	0.416	1	-	-	-
MS	0.822	0.643	0.643	0.57	0.44	0.189	0.375	0.367	0.822	0.351	1	-	-
α	0.603	0.538	0.578	0.521	0.392	0.165	0.254	0.229	0.603	0.27	0.554	1	-
T	0.667	0.619	0.627	0.546	0.4	0.181	0.286	0.278	0.603	0.27	0.594	0.822	1

Tabella C.4: *Small Blend*:K di Cohen calcolati sugli accordi tra le frequenze della valutazione fatta su 10 categorie equispaziate

Misura	IS	Ω	So	K3	UR	CR	St	BR	EVaR	CS	MS	α	T
IS	1	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Ω	0.995	1	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
So	0.996	0.993	1	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
K3	0.991	0.985	0.997	1	-	-	-	-	-	-	-	-	-
UR	0.972	0.959	0.984	0.99	1	-	-	-	-	-	-	-	-
CR	0.928	0.914	0.928	0.932	0.924	1	-	-	-	-	-	-	-
St	0.946	0.931	0.943	0.945	0.936	0.979	1	-	-	-	-	-	-
BR	0.946	0.931	0.943	0.946	0.936	0.981	1	1	-	-	-	-	-
EVaR	1	0.994	0.995	0.991	0.972	0.929	0.948	0.948	1	-	-	-	-
CS	0.959	0.946	0.96	0.97	0.956	0.909	0.924	0.925	0.957	1	-	-	-
MS	0.997	0.993	0.989	0.982	0.958	0.918	0.94	0.939	0.998	0.947	1	-	-
α	0.98	0.977	0.977	0.971	0.956	0.885	0.909	0.909	0.98	0.929	0.981	1	-
T	0.985	0.984	0.983	0.977	0.96	0.883	0.906	0.905	0.984	0.935	0.984	0.995	1

Tabella C.5: *Small Growth*:ρ_s di Spearman calcolati sui ranghi generati da coppie di misure di performance

Misura	IS	Ω	So	K3	UR	CR	St	BR	EVaR	CS	MS	α	T
IS	1	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Ω	0.813	1	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
So	0.907	0.845	1	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
K3	0.891	0.798	0.938	1	-	-	-	-	-	-	-	-	-
UR	0.798	0.705	0.845	0.845	1	-	-	-	-	-	-	-	-
CR	0.58	0.588	0.565	0.549	0.557	1	-	-	-	-	-	-	-
St	0.611	0.611	0.58	0.565	0.526	0.829	1	-	-	-	-	-	-
BR	0.611	0.611	0.58	0.565	0.526	0.829	0.984	1	-	-	-	-	-
EVaR	1	0.813	0.907	0.891	0.798	0.58	0.611	0.611	1	-	-	-	-
CS	0.72	0.666	0.759	0.767	0.705	0.557	0.573	0.573	0.72	1	-	-	-
MS	0.922	0.845	0.829	0.813	0.72	0.557	0.588	0.604	0.922	0.72	1	-	-
α	0.813	0.782	0.782	0.767	0.705	0.487	0.526	0.526	0.813	0.65	0.813	1	-
T	0.845	0.829	0.829	0.813	0.736	0.503	0.526	0.526	0.845	0.666	0.845	0.907	1

Tabella C.6: *Small Growth*:K di Cohen calcolati sugli accordi tra le frequenze della valutazione fatta sulle stesse categorie di Morningstar

Misura	IS	Ω	So	K3	UR	CR	St	BR	EVaR	CS	MS	α	T
IS	1	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Ω	0.897	1	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
So	0.912	0.868	1	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
K3	0.868	0.824	0.941	1	-	-	-	-	-	-	-	-	-
UR	0.743	0.669	0.779	0.809	1	-	-	-	-	-	-	-	-
CR	0.537	0.515	0.529	0.529	0.559	1	-	-	-	-	-	-	-
St	0.632	0.61	0.625	0.61	0.625	0.691	1	-	-	-	-	-	-
BR	0.632	0.61	0.625	0.61	0.632	0.721	0.971	1	-	-	-	-	-
EVaR	0.971	0.882	0.912	0.882	0.757	0.507	0.647	0.647	1	-	-	-	-
CS	0.713	0.647	0.699	0.713	0.64	0.412	0.551	0.537	0.706	1	-	-	-
MS	0.897	0.838	0.809	0.779	0.676	0.463	0.603	0.603	0.897	0.684	1	-	-
α	0.765	0.779	0.721	0.721	0.625	0.441	0.544	0.544	0.779	0.596	0.794	1	-
T	0.779	0.794	0.735	0.735	0.647	0.463	0.522	0.529	0.779	0.61	0.794	0.941	1

Tabella C.7: *Small Growth*:K di Cohen calcolati sugli accordi tra le frequenze della valutazione fatta su 5 categorie equispaziate

Misura	IS	Ω	So	K3	UR	CR	St	BR	EVaR	CS	MS	α	T
IS	1	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Ω	0.784	1	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
So	0.791	0.725	1	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
K3	0.732	0.634	0.882	1	-	-	-	-	-	-	-	-	-
UR	0.549	0.451	0.608	0.641	1	-	-	-	-	-	-	-	-
CR	0.327	0.32	0.307	0.34	0.333	1	-	-	-	-	-	-	-
St	0.405	0.373	0.359	0.34	0.327	0.562	1	-	-	-	-	-	-
BR	0.412	0.386	0.359	0.34	0.34	0.588	0.935	1	-	-	-	-	-
EVaR	0.961	0.771	0.81	0.752	0.562	0.301	0.425	0.431	1	-	-	-	-
CS	0.516	0.458	0.497	0.497	0.405	0.255	0.353	0.327	0.51	1	-	-	-
MS	0.843	0.693	0.647	0.608	0.464	0.294	0.392	0.418	0.83	0.458	1	-	-
α	0.595	0.608	0.549	0.529	0.425	0.261	0.307	0.294	0.608	0.399	0.608	1	-
T	0.654	0.66	0.601	0.582	0.444	0.281	0.307	0.307	0.66	0.412	0.647	0.856	1

Tabella C.8: *Small Growth*:K di Cohen calcolati sugli accordi tra le frequenze della valutazione fatta su 10 categorie equispaziate

Misura	IS	Ω	So	K3	UR	CR	St	BR	EVaR	CS	MS	α	T
IS	1	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Ω	0.983	1	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
So	0.983	0.99	1	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
K3	0.978	0.978	0.995	1	-	-	-	-	-	-	-	-	-
UR	0.952	0.948	0.98	0.987	1	-	-	-	-	-	-	-	-
CR	0.838	0.826	0.845	0.859	0.831	1	-	-	-	-	-	-	-
St	0.884	0.862	0.879	0.89	0.869	0.975	1	-	-	-	-	-	-
BR	0.873	0.854	0.872	0.884	0.862	0.985	0.998	1	-	-	-	-	-
EVaR	0.999	0.979	0.98	0.974	0.949	0.839	0.885	0.875	1	-	-	-	-
CS	0.922	0.91	0.928	0.945	0.917	0.912	0.924	0.924	0.922	1	-	-	-
MS	0.993	0.974	0.974	0.967	0.939	0.843	0.888	0.878	0.994	0.916	1	-	-
α	0.958	0.951	0.948	0.942	0.914	0.835	0.879	0.872	0.959	0.895	0.957	1	-
T	0.964	0.968	0.962	0.955	0.927	0.827	0.866	0.86	0.961	0.897	0.958	0.991	1

Tabella C.9: *Small Value*:ρ_s di Spearman calcolati sui ranghi generati da coppie di misure di performance

Misura	IS	Ω	So	K3	UR	CR	St	BR	EVaR	CS	MS	α	T
IS	1	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Ω	0.901	1	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
So	0.934	0.967	1	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
K3	0.802	0.835	0.868	1	-	-	-	-	-	-	-	-	-
UR	0.669	0.702	0.736	0.835	1	-	-	-	-	-	-	-	-
CR	0.471	0.438	0.455	0.521	0.455	1	-	-	-	-	-	-	-
St	0.521	0.488	0.521	0.587	0.488	0.769	1	-	-	-	-	-	-
BR	0.521	0.488	0.521	0.62	0.537	0.835	0.934	1	-	-	-	-	-
EVaR	0.967	0.868	0.901	0.835	0.702	0.504	0.554	0.554	1	-	-	-	-
CS	0.537	0.554	0.587	0.636	0.57	0.537	0.587	0.587	0.57	1	-	-	-
MS	0.967	0.901	0.934	0.802	0.702	0.455	0.521	0.521	0.934	0.554	1	-	-
α	0.669	0.636	0.669	0.636	0.57	0.455	0.521	0.521	0.702	0.636	0.669	1	-
T	0.669	0.669	0.702	0.669	0.603	0.488	0.554	0.554	0.702	0.669	0.669	0.868	1

Tabella C.10: *Small Value*:K di Cohen calcolati sugli accordi tra le frequenze della valutazione fatta sulle stesse categorie di Morningstar

Misura	IS	Ω	So	K3	UR	CR	St	BR	EVaR	CS	MS	α	T
IS	1	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Ω	0.812	1	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
So	0.797	0.812	1	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
K3	0.766	0.75	0.875	1	-	-	-	-	-	-	-	-	-
UR	0.641	0.641	0.812	0.875	1	-	-	-	-	-	-	-	-
CR	0.438	0.453	0.406	0.438	0.422	1	-	-	-	-	-	-	-
St	0.422	0.438	0.406	0.469	0.469	0.688	1	-	-	-	-	-	-
BR	0.484	0.5	0.453	0.516	0.484	0.75	0.906	1	-	-	-	-	-
EVaR	0.844	0.688	0.703	0.641	0.547	0.406	0.422	0.438	1	-	-	-	-
CS	0.578	0.469	0.516	0.578	0.547	0.562	0.562	0.594	0.562	1	-	-	-
MS	0.781	0.781	0.625	0.594	0.484	0.438	0.453	0.484	0.844	0.5	1	-	-
α	0.719	0.734	0.656	0.594	0.609	0.484	0.484	0.5	0.688	0.484	0.703	1	-
T	0.781	0.828	0.75	0.688	0.656	0.469	0.453	0.5	0.75	0.516	0.766	0.906	1

Tabella C.11: *Small Value*:K di Cohen calcolati sugli accordi tra le frequenze della valutazione fatta su 5 categorie equispaziate

Misura	IS	Ω	So	K3	UR	CR	St	BR	EVaR	CS	MS	α	T
IS	1	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Ω	0.708	1	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
So	0.722	0.681	1	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
K3	0.625	0.597	0.778	1	-	-	-	-	-	-	-	-	-
UR	0.458	0.458	0.639	0.75	1	-	-	-	-	-	-	-	-
CR	0.236	0.25	0.222	0.292	0.278	1	-	-	-	-	-	-	-
St	0.236	0.194	0.25	0.361	0.347	0.583	1	-	-	-	-	-	-
BR	0.292	0.222	0.306	0.417	0.375	0.625	0.889	1	-	-	-	-	-
EVaR	0.833	0.583	0.611	0.542	0.417	0.25	0.264	0.292	1	-	-	-	-
CS	0.361	0.333	0.375	0.444	0.472	0.431	0.389	0.444	0.375	1	-	-	-
MS	0.764	0.653	0.556	0.514	0.361	0.222	0.278	0.306	0.792	0.319	1	-	-
α	0.542	0.556	0.486	0.486	0.458	0.278	0.25	0.278	0.528	0.375	0.528	1	-
T	0.556	0.597	0.556	0.542	0.486	0.264	0.236	0.306	0.569	0.417	0.542	0.861	1

Tabella C.12: *Small Value*:K di Cohen calcolati sugli accordi tra le frequenze della valutazione fatta su 10 categorie equispaziate

Bibliografia

[1] Agarwal,V., Naik,N.Y., (2004) Risk and Portfolio decision involving Hedge Funds. Review of Financial Studies 17(1), 63-98.

[2] Burke, G., (1994) A sharper Sharpe ratio. Futures 23(3), 56.

[3] Capocci,D., Hubner,G., (2004) Analysis of hedge fund performance, Journal of Empirical Finance 11, 55-89

[4] Cervellati, E.M., Dalla Bina, A.C.F., (2005). Financial Analysts: Market reaction to recommendation changes

[5] Cohen,J., (1960) A coefficient of agreement for nominal scale, Education and Psychological Measurement, 20, pp. 37-46.

[6] Damodaran, A., (2007) Strategic Risk taking, Wharton School Publishing

[7] Dowd K., (2000) Adjusting for Risk: An Improved Sharpe Ratio, International Review of Economics and Finance, 9, 209-222.

[8] Eling, M., Schuhmacher, F., (2007). Does the choice of performance measure influence the evaluation of hedge funds?, Journal of Banking & Finance 31, 2632-2647

[9] Fama, E.F., French, K.R., (2004) The Capital Asset Pricing Model: Theory and Evidence, Journal of Economic Perspectives, volume 18.

[10] Fama, E.F., French, K.R., (1996) The CAPM is Wanted, DEad or Alive, The Journal of Finance, volume 51.

[11] Favre, L., Galeano, J., (2002) Mean–modified Value-at-Risk optimization With Hedge Funds, Journal of Alternative Investment, volume 5

[12] Fleiss, J.L., (1971) Measuring nominal scale agreement among many raters, Psychological Bullettin, 76, pp. 378-382.

[13] Gregoriou, G.N., Gueyie, J.P., (2003) Risk-Adjusted Performance of Funds of Hedge Funds Using a Modified Sharpe Ratio, Journal of Wealth Management, 6 (3), 77-83.

[14] Hahn, C., Pfingsten, A., Wagner, P., (2002) An Empirical Investigation of the Rank Correlation between different Risk Measures.

[15] Holton, Glyn A. (2004). Defining Risk, Financial Analysts Journal,60(6),12-25

[16] Kaplan, P.D., Knowles, J.A., (2004) Kappa: A Generalized Downside Risk-Adjusted Performance Measure. Morningstar Associates and York Hedge Fund Strategies, January 2004

[17] Keating, C., Shadwick, W.F., (2002) A universal performance measure

[18] Keating, C., Shadwick, W.F., (2002) An Introduction to Omega

[19] Kestner, L.N., (1996) Getting a handle on true performance. Futures 25(1), 44-46.

[20] Morningstar (2007), The Morningstar rating methodology

[21] Plantinga, A., van der Meer, R., Sortino, F., (2001) The impact of downside risk on risk-adjusted performance of mutual funds in thr Euronext markets.

[22] Plantinga, A., van der Meer, R., Sortino, F., (1999) The Dutch triangle. Journal of Portfolio Management 26 (Fall), 50-58.

[23] Scott, W.A., (1955) Reliability of content analysis: the case of nominal scale coding, Public Opinion Quarterly, 19, pp. 321-325.

[24] Sharpe, W.F., (1964) Capital Asset Prices: A Theory of Markets Equilibrium under condition of Risk, Journal of Finance, volume 19.

[25] Siegel, S., Castellan, J., Jr., (1988) Statistica non parametrica, Mc Grow Hill

[26] Sortino, F., van der Meer, R., (1991) Downside risk. Journal of Portfolio Management 17(Spring), 27-31.

[27] Vince, R., (1990) Portfolio Management Formulas, Wiley Finance

[28] Young, T.W., (1991) Calmar Ratio: A Smoother tool. Futures 20(1), 40.