

Nationalekonomiska Institutionen
Ekonomihögskolan vid
Lunds Universitet

Magisteruppsats
2004-08-31

Hedgefonders investeringsstrategier och överavkastning

Anders Bergstrand
Magnus Kenneby

cii98ab2@i.lth.se
magnus@kenneby.se

Handledare: Hossein Asgharian



Förord

Denna uppsats är skriven som en magisteruppsats i nationalekonomi vid Ekonomihögskolan på Lunds Universitet. Arbetet omfattar 10 akademiska poäng vilket motsvarar en halv termins arbete. Uppsatsen är det avslutande momentet i en ekonomie magisterexamen.

Magisteruppsatsen behandlar hedgefonders investeringsstrategier och dess avkastning i förhållande till tillgänglig information. Fondernas överavkastning testas i tre steg, först med hjälp av CAPM, följt av en trefaktormodell och slutligen en betingad trefaktormodell. Vi väljer att studera regressionernas konstanta term för att med hjälp av denna påvisa eventuell överavkastning som inte kan förklaras av modellerna.

Vi vill ta tillfället i akt att tacka vår handledare vid nationalekonomiska institutionen ek. dr. Hossein Asgharian för stöd och vägledning under arbetets gång.

Lund augusti 2004

Anders Bergstrand

Magnus Kenneby

Innehållsförteckning

Förord	1
Innehållsförteckning	2
1 Inledning	4
1.1 Bakgrund	4
1.2 Problemformulering	4
1.3 Syfte	5
1.4 Avgränsningar	5
1.5 Målgrupp	6
1.6 Disposition	6
1.7 Rapportens utformning	7
2 Hedgefonder	8
2.1 Strategier	9
2.2 Skillnader mellan hedgefonder och traditionella fonder	11
2.3 Tidigare studier	11
3 Teori	13
3.1 Prissättningsmodeller	13
3.1.1 CAPM	13
3.1.2 Trefaktormodell	13
3.1.3 Betingade modeller	14
3.2 Utvärderingsmått	15
3.2.1 Sharpekvot	15
3.2.2 Jensens index	15
3.3 Statistiska begrepp	16
3.3.1 Heteroskedasticitet	16
3.3.2 Autokorrelation	17
3.4 Avkastningskurva	18
3.4.1 Bootstrapping	18
3.4.2 Nelson-Siegels approximation av avkastningskurvor	19
4 Metod	22
4.1 Val av metod	22
4.2 Översiktlig arbetsgång	22
4.3 Material	23
4.3.1 Datamaterial	23
4.3.2 Övrigt material	24
4.3.3 Mjukvara	25
4.3.4 Källkritik	25
4.4 Tester och variabler	25
4.4.1 CAPM	26
4.4.2 Trefaktormodell	27

4.4.3 Betingad trefaktormodell.....	27
5 Resultat.....	30
5.1 Beskrivande statistik	30
5.2 CAPM.....	31
5.2.1 Tester för heteroskedasticitet och autokorrelation under CAPM.....	31
5.2.2 Regressioner under CAPM.....	32
5.3 Fama-Frenchs trefaktormodell	34
5.3.1 Tester för heteroskedasticitet och autokorrelation	34
5.3.2 Regressioner för trefaktormodell	35
5.4 Betingad trefaktormodell.....	36
5.4.1 Tester för heteroskedasticitet och autokorrelation i betingad trefaktormodell	36
5.4.2 Regressioner för betingad trefaktormodell.....	38
6 Avslutande diskussioner och sammanfattning	40
6.1 Sammanställning och diskussion	40
6.2 Vidare studier	41
Referenser.....	42
Tryckta källor	42
Elektroniska källor	43
Bilaga 1 Regressionsresultat betingad trefaktormodell.....	45

1 Inledning

I inledningen beskriver vi bakgrunden till arbetet, därefter följer vår problemformulering som leder fram till arbetets syfte. Vidare tar vi upp de avgränsningar som vi har satt. Kapitlet avslutas med arbetets målgrupp och disposition.

1.1 Bakgrund

En hedgefond är en fond med ett avkastningsmål som är absolut och oberoende av marknadsriktning då förvaltaren inte jämför hedgefondens avkastning med ett index. Denna typ av fond har vanligtvis stor flexibilitet i förvaltningsinriktningen. Fonderna kan använda sig av såväl långa som korta positioner samt utnyttja belåning och derivat för att ytterligare öka avkastningen. Ofta följer dock hedgefonderna specifika investeringsstrategier. Hedgefonder har under 1990-talet växt kraftigt. I dagsläget förvaltas över 850 miljarder USD i hedgefonder. Kapitalet ökar med cirka 20 % per år och förvaltas av över 8 000 olika fonder¹, jämförelse ger att knappt 40 miljarder USD förvaltades 1990².

1.2 Problemformulering

Den kraftiga tillväxten av hedgefonder har gjort dem intressanta som studieobjekt för akademiska undersökningar och forskning. Intressant ur en investerares synpunkt är att studera om hedgefonder kan påvisa signifikanta överavkastningar. Akademiska studier fokuserar ofta på fondernas absoluta avkastning. Vanligt förekommande är att överavkastningen sätts i relation till vilken investeringsstrategi som fonden har valt. Tidigare forskning på området har bland annat undersökt mikrofaktorers påverkan, ofta faktorer knutna till fonden såsom avgifter på hedgefonders förvaltning. Resultaten har visat sig vara beroende av hedgefondens val av investeringsstrategi. Tidigare studier av hedgefonders överavkastningar med flerfaktormodeller har skett, många formulerade utifrån Fama-Frenchs trefaktormodell. Ett läsvärt exempel är Edwards och Caglayan's studie om hedgefonders prestationer och fondförvaltarens förmåga att generera överavkastning³. Även undersökningar med betingade modeller har skett, se till exempel Gupta, Cerrahoglu och Daglioglu⁴.

¹ <http://www.thehfa.org/AboutUs.cfm>

² <http://cisdm.som.umass.edu/research/pdf/benefitsofhedgefunds.pdf>

³ Edwards, Caglayan (2001)

⁴ Gupta et al (2003)

Betingade modeller tillåter att känsligheten för hedgefondens avkastning mot till exempel marknadsportföljens avkastning kan variera över tiden beroende på ett antal informationsvariabler. Hedgefondernas stora flexibilitet i förvaltningsinriktningen medför att känsligheten för olika variabler kan variera över tiden vilket en betingad modell i sådana fall kan approximera. Antalet undersökningar med betingade flerfaktormodeller är dock, enligt våra efterforskningar, mycket begränsat.

1.3 Syfte

Syftet med vår uppsats är att studera om hedgefonder genererar avkastningar för olika investeringsstrategier som inte kan förklaras med hjälp av relevanta förklarande variabler och offentlig tillgänglig information.

1.4 Avgränsningar

De hedgefonder som studeras inom ramen för den här uppsatsen har hämtats från CISDMs⁵ databas, följaktligen är vårt material begränsat till de fonder som har rapporterat till databasen. Vidare har urvalet avgränsats till fonder som är klassificerade i någon av följande investeringsstrategier: *Event Driven*, *Global Macro*, *Global Emerging*, *Global Established*, *Global International*, *Market Neutral*, *Sector* och *Short Selling*. Endast rena strategier har använts inom ramen för studien vilket har diskvalificerat mixfonder och fond-i-fondlösningar. Vi har valt att begränsa oss till tidsperioden 1998-01 till 2003-06 vilket ger oss 66 månatliga observationer per investeringsstrategi för totalt 1249 hedgefonder. Perioden har valts med hänsyn till att minst tio olika hedgefonder skall ingå i varje månadsobservation per investeringsstrategi. Anledningen till detta är att vi vill studera investeringsstrategier och inte enskilda fonders prestation. Investeringsstrategiernas prestation testas mot ett antal variabler vilka är vanligt förekommande inom liknande studier. Vi använder oss av Fama-Frenchs trefaktormodell som i tidigare studier har visat goda resultat i syfte att förklara avkastningar. Modellen förklarar fondernas avkastning med marknadsportföljens avkastning justerat för den riskfria räntan, små aktiers prestation i avkastningstermer i relation till stora aktiers avkastning och slutligen en variabel som sätter aktier med hög *Book-to-Market ratio* i relation till avkastningen på aktier med låg dito.

Att testa hedgefondernas avkastning mot all offentligt tillgänglig information är i praktiken omöjlig. Avgränsningar av informationen är således nödvändig för att i praktiken kunna

⁵ Center for International Securities and Derivatives Markets

genomföra relevanta tester. Vi har approximerat all tillgänglig information till kreditspreaden på företagsobligationer, förändringar i den korta räntenivån, förändringar i kurvaturen på de amerikanska statsobligationernas avkastningskurva samt en januari-dummy.

Informationsvariablerna är valda i enlighet med tidigare studier och har visat sig användbara för att förklara tillgångars avkastning och risk över tiden. Centralt för oss har varit Ferson och Schadts⁶ diskussioner kring informationsvariabler i samband med deras undersökningar av fonders strategi och avkastning. Huvudsaklig skillnad från tidigare studier är att vi inte har inkluderat *dividend yield*. Vidare undersöker vi känsligheten för förändringar i informationsvariabler, inte deras laggade värden och avvikelser från deras obetingade medelvärden.

1.5 Målgrupp

Vår tilltänkta målgrupp är nationalekonomistuderande med inriktning mot finansiell ekonomi, som har läst upp till D-nivån. Grundläggande kunskaper i statistik förutsätts och viss insikt i empirisk finansiell analys och kvantitativa metoder är önskvärd. Vi hoppas också att uppsatsen kan vara av intresse för personer som handlar med hedgefonder eller på annat sätt kommer i kontakt med dem under sitt arbete eller som privata investerare.

1.6 Disposition

Uppsatsen inleds med en introduktion till hedgefonder och den forskning som har skett inom området. Efterföljande teorikapitel beskriver den teoretiska referensram kring vilken analys och slutsatser i magisteruppsatsen utgår från. Innehållet i kapitlet är teori och forskning som är relevant för uppsatsen. I nästa kapitel redogör vi för metodiken kring vår uppsats och diskuterar val av metod. Vidare redogör vi för vårt datamaterial och insamlingen av den. Kapitlet avslutas med en beskrivning av de statistiska tester som har utförts på vårt datamaterial. I kapitel 5 redogör vi för våra testresultat och presenterar vår analys av dem. I det avslutande kapitlet sammanfattar vi våra resultat och för en kortare diskussion kring dem.

⁶ Ferson, Schadt (1996)

1.7 Rapportens utformning

Rapportens formella framställning utgår från riktlinjer från Nationalekonomiska Institutionens hemsida⁷. Framförallt har *Att skriva rapporter – om formen och dess betydelse för innehållet*⁸ varit oss behjälplig.

Engelska facktermer inom den finansiella ekonomin saknar ofta en allmänt vedertagen svensk motsvarighet. Konsekvensen av detta för vår rapport är att flera termer återfinns på engelska. I de fall då vi, efter läsning av svensk litteratur inom området, har funnit acceptabla svenska benämningar, har de använts.

⁷ <http://www.nek.lu.se/upsatser/default.html>

⁸ <http://distans.nek.lu.se/forum/rapporter/skriva.pdf>

2 Hedgefonder

Kapitlet är tänkt att fungera som en introduktion till hedgefonder och den forskning som har skett inom området. I kapitlet återfinns även en beskrivning av olika, för uppsatsen relevanta, investeringsstrategier för hedgefonder.

Redan 1949 introducerades den första hedgefonden. Alfred W. Jones startade då en fond som använde sig av både långa och korta positioner som skydd mot marknadens svängningar. Den första hedgefonden verkade länge i det tysta och det var inte förrän i mitten av 1960-talet som en större allmänhet fick kännedom om fonden då tidskriften *Fortune* beskrev Jones strategi. Följden blev att ett antal nya fonder, baserade på en liknande strategi, startades. Intresset har hållit i sig till dags dato och de senare åren har utvecklingen gått allt snabbare med ett ökande antal fonder och förvaltad kapital⁹. Under 1990-talet förekom det dock en rad negativa skrivelser om hedgefonder, framförallt efter LTCM-fondens avveckling. LTCM var en hedgefond som grundades av bland annat nobelpristagarna Robert Merton och Myron Scholes. Fonden fick stora problem i samband med krisen i Ryssland 1998, då fondens belåningsgrad var stor. Till slut avvecklades fonden och stora förluster för investerarna var ett faktum. Förutom LTCM, har även George Soros hedgefonder hamnat i blåsväder, då de har beskyllts för att skapa oro på de finansiella marknaderna genom spekulationer i bland annat valutor.

En hedgefond kan använda sig av i princip alla investeringsalternativ som finns tillgängliga på marknaden, till exempel ligga kort eller långt i aktier, samt att handla med obligationer, optioner och valutor. Grundtanken med de flesta hedgefonder är att fonden ska ge en jämn positiv avkastning över tiden, oavsett av hur börsen i övrigt går. Hedgefonder skiljer sig på denna punkt gentemot vanliga aktiefonder, vars mål ofta är att överträffa ett index¹⁰. För att kunna uppvisa en jämn avkastning, skyddar sig många fonder mot nedgångar genom att blanka tillgångar. När det gäller blankning har hedgefonder en fördel jämfört med vanliga fonder. Hedgefonder har nämligen större friheter vad gäller att blanka tillgångar, man har även större möjligheter att inneha större koncentrationer av enskilda värdepapper^{11,12}. Det finns många olika hedgefundsstrategier (se vidare under kapitel 2.1 *Strategier*), vissa med hög volatilitet andra med betydligt lägre.

Då de flesta fondförvaltare har en specifik strategi för den egna fonden, är fondens avkastning beroende av den enskilde förvaltarens förmåga att förutse marknadsrörelser och välja rätt

⁹ Anderlind et al (2003)

¹⁰ <http://www.brummer.se>

¹¹ <http://www.catella.se>

¹² Ackermann et al (1999)

investeringsalternativ. En stor del av avkastningen beror dock även på marknadsrörelserna på strategins underliggande tillgångar¹³. Merparten av hedgefonderna tar ut en prestationsbaserad förvaltningsavgift. Den genomsnittliga förvaltningsavgiften ligger på 1 % av fondvärdet och 14 % på den vinst som fonden visar upp. Dock måste fonden ofta visa upp en avkastning som ligger över ett visst målvärde för att fondförvaltaren ska kunna ta ut den prestationsbaserade avkastningen¹⁴. Målvärdet kan till exempel vara en avkastning över 0 % eller en avkastning som överstiger räntan för amerikanska statsskuldväxlar¹⁵.

2.1 Strategier

Det finns en rad olika strategier för hedgefonder. Beroende på vem förvaltaren är skiljer sig också beteckningarna. CISDM har delat in fonderna i sin databas i olika strategier, och vi undersöker åtta av dem. De undersökta strategierna är typiska för hedgefonder. Nedan följer en kort beskrivning av innebörden av de olika strategierna¹⁶.

- *Event Driven (ED)*: Investeringar sker då förvaltaren ser möjligheter att utnyttja specifika händelser i omvärlden. Exempel på en händelse är uppköp.
- *Global Emerging (GEM)*: Investerar i aktier och obligationer på växande marknader (växande marknader definieras som marknader vars finansiella system inte är helt utbyggt). Strategin saknar ofta en fungerande hedge då blankning inte är tillåtet på många av de nya marknaderna som fonden avser. Marknadsfokus kan växla beroende på hur attraktiva marknaderna är.
- *Global Established (GES)*: Strategin fokuserar på investeringar på de tre stora marknaderna, det vill säga Europa, USA och Japan.
- *Global International (GI)*: Fondförvaltarna koncentrerar sig på marknader utanför den amerikanska. Investerar främst i marknader som den enskilde förvaltaren föredrar.
- *Global Macro (GM)*: Tanken med makrofonder är att dra fördelar av beslut på hög nivå som påverkar de finansiella marknaderna, främst ränteförändringar. Placeringar sker i aktier, optioner, obligationer och valutor.

¹³ <http://cisdm.som.umass.edu/research/pdffiles/benefitsofhedgefunds.pdf>

¹⁴ Ackermann et al (1999)

¹⁵ Brown et al (1999)

¹⁶ <http://cisdm.som.umass.edu/indices/hedge/hedgefund.asp>

- *Market Neutral (MN)*: Fondstrategin försöker eliminera marknadsrisken genom att ta motsatta positioner. Ofta sker det genom att man använder olika tillgångar av samma utfärdare där man köper den ena tillgången och blankar den andra tillgången.
- *Sector (SE)*: Investeringar sker i utvalda marknadssektorer.
- *Short Selling (SS)*: Tanken bakom strategin är att blanka tillgångar som är högt värderade och sedan köpa tillbaka dem för ett lägre belopp.

Av övriga fondstrategier som finns kan det vara intressant att nämna *fund of funds*. Strategin är en mix av hedgefonder med olika strategier. Genom att man skapar en diversifierad portfölj av flera strategier minskar risken.

I diagram 2.1 kan man se hur mycket kapital som var investerat i de olika strategierna per mars månad 2004¹⁷. Som synes dominerar den marknadsneutrala strategin (den minst riskfyllda strategin), medan hedgefonder som använder en blankningsstrategi (den mest riskfyllda strategin) förvaltar minst kapital. Investerare verkar främst vara intresserade av säkra strategier som ger en jämn avkastning över tiden.

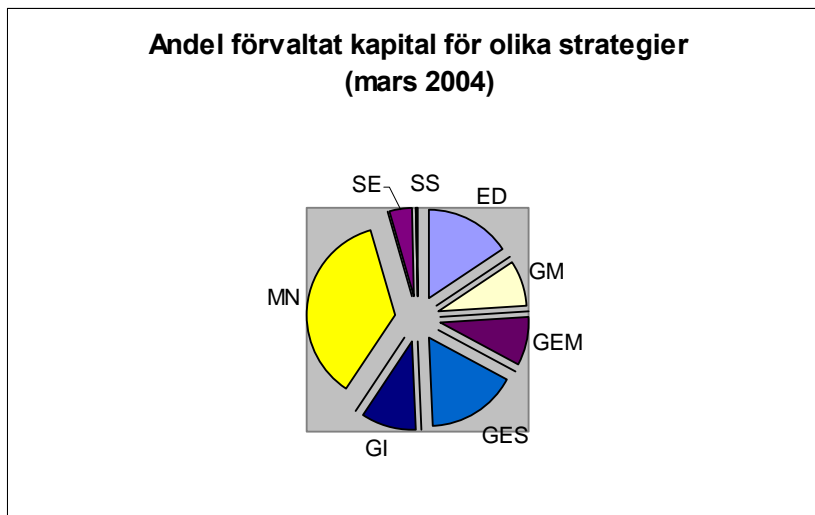


Diagram 2.1 Andel förvaltad kapital för olika investeringsstrategier

¹⁷ Notera att diagrammet gäller för de fonder som finns med i CISDMs databas, diagrammet täcker alltså inte alla befintliga fonder.

2.2 Skillnader mellan hedgefonder och traditionella fonder

Tabell 2.2 är hämtad ur ”Hedgefonder” (2003) och sammanfattar skillnaderna mellan hedgefonder och traditionella fonder.¹⁸

	Hedgefonder	Traditionella fonder
<i>Placeringsregler</i>	Fria	Begränsade
<i>Avkastningsmål</i>	Absolut	Relativ
<i>Synen på risk</i>	Förlora pengar	Avvika från index
<i>Investeringsfilosofi</i>	Begränsa marknadsrisken via kombinationer av långa och korta positioner samt likvida medel	Ta marknadsrisk via långa positioner
<i>Mått på framgång</i>	Hög avkastning i förhållande till risktagande	Överträffa marknadsindex
<i>Avgiftsstrukturer</i>	Främst prestationsbaserad	Fast
<i>Förvaltare har egna pengar i fonderna</i>	Mycket vanligt	Ovanligt

Tabell 2.2 Skillnader mellan hedgefonder och traditionella fonder

2.3 Tidigare studier

Edwards och Caglayan¹⁹ använder sig av en multifaktormodell bestående av sex variabler. Förutom de tre variablerna i Fama-French trefaktormodell, använder sig författarna även av tre ytterligare variabler. WML: förra årets vinnare – förra årets förlorare, TERM: Differensen mellan en statsobligation med lång löptid och en 30-dagars laggad T-Bill och slutligen DEF som är skillnaden mellan en lång företagsobligation och en lång statsobligation. Författarna kom fram till att hedgefonder visade en årlig överavkastning på 8,52 %. Dock är det endast 25 % av de enskilda fonderna som påvisar positiv överavkastning, men dessa fonder visar på en mycket hög avkastning. Om man tittar sektorsvis så visar *Global Macro* lägst överavkastning och *Sector* högst.

Brown, Goetzmann och Ibbotson²⁰ tittar på hur framgångsrika offshore hedgefonder har varit, mätt i termer av Jensens alfa. De undersöker 10 kategorier av fonder och kan påvisa positiva

¹⁸ Anderlind et al (2003)

¹⁹ Edwards, Caglayan (2001)

²⁰ Brown et al (1999)

alfavärden för alla kategorier förutom *Short Selling*, troligtvis beroende på aktiemarknadens uppgång under mätperioden 1989-95. Alfavärdena var signifikanta i fyra fall. Flera kategorier hade låg korrelation mot den amerikanska aktie- och obligationsmarknaden, vilket kan tyda på att hedgefonder kan användas för diversifieringsändamål.

Ackermann, McEnally och Ravenscraft²¹ visar att hedgefonder presterar bättre än traditionella fonder under perioden 1988-95. I genomsnitt uppvisar hedgefonder en Sharpekvot som är 21 % högre än vanliga fonder. Dock är resultatet inte entydigt i de fall då man jämför hedgefonder med marknadsindex och riskjusterar.

Liangs²² studie ger att hedgefonder uppvisar låg korrelation gentemot vanliga tillgångar vilket implicerar att hedgefonder kan användas för att diversifiera en portfölj. Under perioden 1992-96 presterade hedgefonder bättre än traditionella fonder.

²¹ Ackermann et al (1999)

²² Liang (1999)

3 Teori

Kapitlet beskriver den teoretiska referensram kring vilken analys och slutsatser i magisteruppsatsen utgår från. Innehållet i kapitlet är teori och forskning som är relevant för uppsatsen.

3.1 Prissättningsmodeller

3.1.1 CAPM

CAPM-modellen anger att en investerings förväntade avkastning beror på den risk som är knuten till investeringen. Risken mäts som investeringens standardavvikelse. Avkastningen för en portfölj under CAPM ser ut som följer:

$$E[R_{pt}] - R_{ft} = \beta_p (R_{mt} - R_{ft}) \quad [1]$$

- $E[R_{pt}]$ är portföljens förväntade avkastning.
- R_{ft} är den riskfria räntan.
- β_p betecknar portföljens betavärde, det vill säga hur portföljen känslighet för marknadsrörelser. Betavärdet kan i sin tur definieras som:
$$\beta_p = \frac{\text{Cov}(R_{pt}, R_{mt})}{\sigma_m^2}$$
- $R_{mt} - R_{ft}$ är marknadens riskpremie.

Modellen implicerar att en portfölj med ett högt betavärde och därmed en högre risk, också ska ha en högre förväntad avkastning.

3.1.2 Trefaktormodell

Eugene Fama och Kenneth French visade att den klassiska CAPM-modellen uppvisar stora brister i att förklara avkastningen över tiden. I deras studie från 1992 var sambandet mellan betavärdet och avkastningen låg²³. Författarna lanserade istället en utökad modell för att förklara avkastningen. Modellen består av tre förklarande variabler; betavärdet, storleken på företaget²⁴ och förhållandet mellan företags bokförda värde och dess marknadsvärde

²³ Fama, French (1992)

²⁴ Storleken på företaget definieras som företags aktiepriset multiplicerat med antalet utestående aktier för det aktuella företaget.

Författarna visade att trefaktormodellen bättre förklarar den förväntade avkastningen jämfört med CAPM.

Fama och Frenchs studie visade, i enlighet med tidigare studier inom området²⁵, att ett litet företag uppvisar högre avkastning än ett stort företag. En tänkbar förklaring till resultatet är att ett litet företag är mer riskfyllt än ett stort, och därmed måste ge högre avkastning. För förhållande mellan det bokförda värdet och marknadsvärdet gäller att ett högt *Book-to-Market ratio* (BM) också ger hög avkastning. Förklaringen till detta resultat kan vara att ett högt BM-värde innebär en hög risk, vilken måste kompenseras²⁶.

$$R_{pt} - R_{ft} = \alpha_{mt} + \beta_{1m,t}(R_{mt} - R_{ft}) + \beta_{2m,t}SMB + \beta_{3m,t}HML + e_t \quad [2]$$

3.1.3 Betingade modeller

Fersons och Schadts artikel *Measuring Fund Strategy and Performance in Changing Economic Conditions* har som utgångspunkt att en portföljstrategi som baseras på information som är allmänt känd inte kan sägas generera överavkastningar²⁷. Författarna tar upp två anledningar till att betingade modeller är att föredra vid utvärderingar av fonder.

1. De traditionella metoderna har problem att hantera den inneboende dynamiken hos avkastningar.
2. Fondförvaltarnas investeringsmönster resulterar i än mer komplexa mönster än vad de underliggande tillgångarna uppvisar.

Författarna formulerar sin ekvation som följande:

$$r_{p,t} = \alpha_p + B_0 r_{m,t} + B_p' [z_t r_{m,t}] + e_t \quad [3]$$

$r_{p,t}$ är portföljens avkastningen minus den riskfria räntan

$r_{m,t}$ är skillnaden mellan marknadsavkastningen och den riskfria räntan

z_t är informationsmatrisen med avvikelser från informationsvariablernas obetingade medelvärden, $z_t = Z_t - E[Z]$.

α_p som estimeras ur ekvationen betecknar den överavkastning som har genererats.

B_0 som estimeras ur ekvationen kan tolkas som tillgångens medelbeta

²⁵ Se till exempel Reinganum (1981)

²⁶ Gaunt (2004)

²⁷ Ferson och Schadt (1996)

B'_p som estimeras ur ekvationen är en vektor av känslighetskoefficienter för informationsvariablerna för det betingade betavärdet

Ferson och Schadt använder fem informationsvariabler.

- En laggad amerikansk statsskuldväxel
- Laggad utdelning på en viktad portfölj av NYSE-aktier
- Laggad lutning på avkastningskurvan
- Laggad skillnad mellan företagsobligationer med hög rating och med låg rating
- En januaridummy

Samma informationsvariabler använder Christopherson, Ferson & Glassman i sin undersökning från 1998²⁸.

3.2 Utvärderingsmått

3.2.1 Sharpekvot

Sharpekvoten beräknas som förväntad avkastning per enhet risk och är kopplad till CAPM. För en portfölj i är sharpekvoten definierad som följande²⁹:

$$sr_i = \frac{E[R_i] - R_f}{\sigma_i} \quad [4]$$

Kvoten beräknar lutningen på linjen mellan den riskfria tillgången (R_f , 0) och portföljen i ($E[R_i]$, σ_i). Den beräknade kvoten sätts i relation till *Capital Market Line* (CML), vilket är linjen mellan den riskfria tillgången och marknadsportföljen ($E[R_m]$, σ_m). Om portföljen i har en större lutning än CML är det ett tecken på att investering ger högre avkastning än CAPM medger vilket en eventuell investerare ser som positivt.

3.2.2 Jensens index

Jensens index mäter hur mycket avkastningen för en portfölj avviker från CAPM. Indexvärdet motsvaras av alfavärdet i följande regression³⁰:

²⁸ Christopherson, Ferson, Glassman (1998)

²⁹ Agharian (2004)

³⁰ Agharian (2004)

$$E[R_i] - R_f = \alpha_i + \beta_i(E[R_m] - R_f) \quad [5]$$

α_i är skärningen med y-axeln och ska, om CAPM håller, vara 0. Ett alfavärde skiljt från noll ger att portföljen har en avvikande avkastning i förhållande till CAPM där ett positivt alfa är positivt för presumtiva placerare.

3.3 Statistiska begrepp

3.3.1 Heteroskedasticitet

Om residualernas varians är konstant över tiden, säger man att residualerna är homoskedastiska. Motsatsen, det vill säga då residualernas varians ändras över tiden, kallas heteroskedasticitet³¹. De implikationer som en tidsserie med heteroskedastiska egenskaper får är att OLS-estimatet fortfarande är linjär och *unbiased*, men inte längre är BLUE (*Best Linear Unbiased Estimator*)³². Det får till följd att konfidensintervall och hypotestest kan vara missledande, beroende på att standardfelen inte är riktiga. Heteroskedasticitet kan uppkomma till exempel som en följd av en extern chock.

Goldfeld-Quants test kan användas för att upptäcka om datamaterialet är heteroskedastiskt. Testet är indelat i tre steg.

- 1 Det ingående datamaterialet delas upp i två lika stora delar (för tidsserier är det lämpligt att en del består av de tidiga värdena och den andra delen består av de senare värdena).
- 2 Efter indelningen beräknas variansen för de två grupperna $\hat{\sigma}_1^2$ (den grupp som vi antar har hög varians) och $\hat{\sigma}_2^2$ (den grupp som vi antar har låg varians). Om nollhypotesen inte stämmer, det vill säga att varianserna för de båda grupperna inte är samma, kommer relationen mellan $\hat{\sigma}_1^2$ och $\hat{\sigma}_2^2$ att vara stor.
- 3 Sist beräknas kvoten $\hat{\sigma}_1^2 / \hat{\sigma}_2^2$, vilken benämns GQ. Om $GQ > F_c$ kan vi förkasta nollhypotesen, där F_c är det kritiska värdet från F-fördelningen med $(T_1 - K)$ och $(T_2 - K)$ frihetsgrader, T_N är antalet observationer för de olika grupperna och $T_1 = T_2$ om datamaterialet delas upp i två lika stora grupper.

³¹ Brooks (2002)

³² Hill et al (2001)

Om heteroskedasticitet har kunnat påvisas av Goldfeld-Quandt testet måste vi använda oss av en alternativ regressionsmetod, en så kallad GLS (Generalized Least Squares) skattning.

Grundformen för en OLS-skattning har utseendet³³:

$$y_t = \alpha + \beta_1 x_{1t} + \beta_{2t} x_{2t} + e_t \quad \text{var}(e_t) = \sigma_1^2 \quad t=1, \dots, T_1 \quad [6]$$

$$y_t = \alpha + \beta_1 x_{1t} + \beta_{2t} x_{2t} + e_t \quad \text{var}(e_t) = \sigma_2^2 \quad t=T_1+1, \dots, T_1+T_2 \quad [7]$$

Variablerna i GLS-skattningen kommer att ha utseendet:

$$\begin{pmatrix} y_t \\ \sigma_i \end{pmatrix}, \begin{pmatrix} 1 \\ \sigma_i \end{pmatrix}, \begin{pmatrix} x_{1t} \\ \sigma_i \end{pmatrix}, \begin{pmatrix} x_{2t} \\ \sigma_i \end{pmatrix}$$

Där $i = 1$ eller 2 beroende på vilken grupp data som avses.

3.3.2 Autokorrelation

Vid tidsserier kan residualtermerna vara korrelerade med varandra, så kallad autokorrelation. Autokorrelation uppstår om systemet utsätts för en extern chock, vilken kan påverka systemet under flera perioder. Allmänt kan autokorrelation skrivas som:

$$\text{Cov}(e_r, e_s) \neq 0 \quad \text{då } r \neq s$$

Förstaordningens autokorrelation innebär att man undersöker om residualerna som är laggade en period uppvisar korrelation. Förstaordningens autokorrelation får utseendet:

$$\text{Cov}(e_t, e_{t-1}) \neq 0$$

För att kunna påvisa om autokorrelation finns i tidsserien är det vanligt att använd sig av Durbin-Watson's test. Nollhypotesen (H_0) är att residualerna inte är korrelerade, sålunda är den alternativa hypotesen (H_1) att autokorrelation existerar.³⁴ Datamaterialets testvärde beräknas enligt ekvation [16] nedan.

³³ Hill et al (2001)

³⁴ Brooks (2002)

$$DW = \frac{\sum_{t=2}^T (\hat{u}_t - \hat{u}_{t-1})^2}{\sum_{t=2}^T \hat{u}_t^2} \quad [8]$$

Ur tabell får man sedan de gränsvärde d_L och d_U som används på följande sätt:

Om $DW < d_L$ så kan H_0 förkastas och H_1 accepteras.

Om $DW > d_U$ så kan H_0 inte förkastas.

Om $d_L < DW < d_U$ så kan man inte dra några slutsatser av testet.

På samma sätt som för heteroskedasticitet så innebär förekomsten av autokorrelation att OLS inte längre är BLUE. Autokorrelation får då också följderna att hypotesprövningen inte blir tillförlitlig. För att komma till rätta med problemen måste man, precis som i fallet med heteroskedasticitet, använda GLS-estimering.

3.4 Avkastningskurva

3.4.1 Bootstrapping

Avkastningskurvan byggs upp av räntorna för nollkupongsstatsobligationer. Då man vill omvandla den kupongobligationsräntan till nollkupongsränta använder man sig av bootstrapping. Formeln som används för att ta fram de bootstrappade³⁵ värdena ser ut som följer:³⁶

$$z[n] = \left[\frac{1 + C[n]}{1 - C[n] \sum_{i=1}^{n-1} \left(\frac{1}{1 + z[i]} \right)^i} \right]^{1/n} - 1 \quad [9]$$

$C[n]$ = år n:s kupongränta på statsobligationen.

$z[i]$ = i:te periodens nollkupongränta.

³⁵ Exempel på bootstrap: För att ta fram nollkupongräntan för år 7, använder man sig av kupongräntan för år 7 som $C[7]$, medan $z[i]$ ges som de sex nollkupongräntor som tidigare har tagits fram.

³⁶ Fang, Muljono (2003)

$z[n]$ = n:te periodens nollkupongränta, d v s räntan för den sökta perioden.

3.4.2 Nelson-Siegels approximation av avkastningskurvor

Charles R. Nelson och Andrew F. Siegel presenterade 1987 en modell för approximering av avkastningskurvor³⁷. Deras mål att vara skapa en enkel men ändå flexibel modell som skulle kunna representera de former som normalt associeras med avkastningskurvans utseende. I grundform ser Nelson-Siegels modell ut som följande:

$$z(m) = \beta_0 + (\beta_1 + \beta_2) \left(1 - \exp\left(-\frac{m}{\tau}\right) \right) \frac{\tau}{m} - \beta_2 \exp\left(-\frac{m}{\tau}\right) \quad [10]$$

Ekvation [8] kan med fördel skrivas om enligt nedan:

$$Y(l, s, c, m) = l + -s \frac{\tau}{m} \left(1 - \exp\left(-\frac{m}{\tau}\right) \right) + c \frac{\tau}{m} \left[1 - \exp\left(-\frac{m}{\tau}\right) \left[\frac{m}{\tau} + 1 \right] \right] \quad [11]$$

Y är avkastningskurvans funktion och l är ekvationens asymptot eller den långsiktiga faktorn som ekvationen konvergerar mot. S är lutningen och påverkar för små m , vilket som tidigare är beteckningen för löptider i år. C är ekvationens kurvighet och har störst effekt för medelstora m . Ekvationen innehåller även en tidskonstant, τ som reglerar med vilken hastighet s -termen och c -termen går mot noll då m går mot oändligheten. Modellens flexibilitet kan ses genom att studera de respektive termerna för olika värden på m .

$$\frac{\tau}{m} \left(1 - \exp\left(-\frac{m}{\tau}\right) \right) \rightarrow 1 \text{ då } m \rightarrow 0 \quad [12]$$

$$\frac{\tau}{m} \left(1 - \exp\left(-\frac{m}{\tau}\right) \right) \rightarrow 0+ \text{ då } m \rightarrow \infty \quad [13]$$

S -termens påverkan är störst för små m och går sedan snabbt mot noll för ökande m .

$$\frac{\tau}{m} \left[1 - \exp\left(-\frac{m}{\tau}\right) \left[\frac{m}{\tau} + 1 \right] \right] \rightarrow 0 \text{ då } m \rightarrow 0 \quad [14]$$

$$\frac{\tau}{m} \left[1 - \exp\left(-\frac{m}{\tau}\right) \left[\frac{m}{\tau} + 1 \right] \right] \rightarrow 0 \text{ då } m \rightarrow \infty \quad [15]$$

³⁷ Nelson, C., Siegel, A. (1987)

Ekvationens C -term startar från noll och för att sedan påverka den resulterande kurvan genom att initialt växa (avta) för positiva (negativa) c , för att sedan för stigande m återigen gå mot noll. Termen har således en effekt på medellånga räntor och lite eller ingen påverkan på korta och långa räntor.

Konstanten l är oberoende av m och går till skillnad mot de andra två termerna inte mot noll. De olika termernas inverkan på uppbyggandet av en approximerad avkastningskurva kan ses i diagram 2.

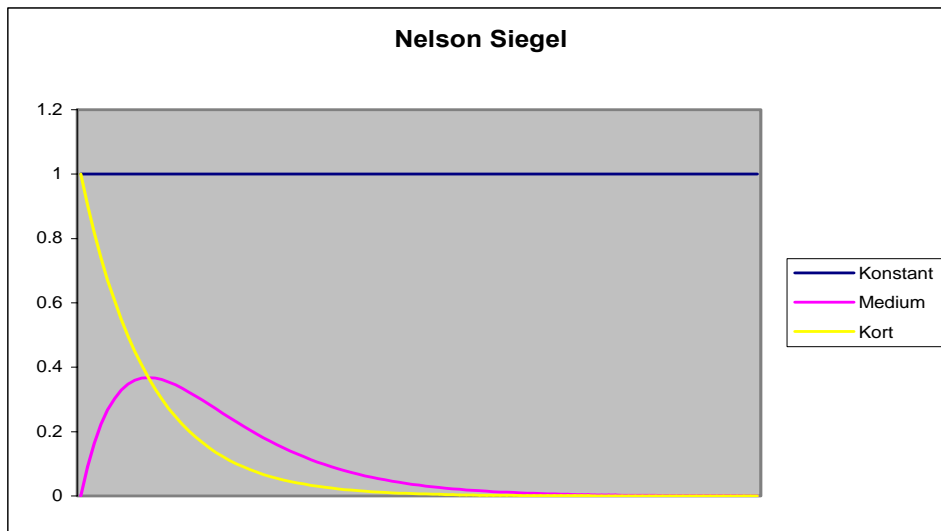


Diagram 2 Schematisk bild över de olika termernas inverkan på kurvformen

Modellen kan således anta ett antal olika skepnader beroende på vilka värden väljer att tilldela de olika konstanterna. Med utgångspunkt ur ekvation [13] visar diagram 3 exempel på möjliga kurvor där man tydligt kan se både s-kurvor, monotont växande kurvor samt kurvor med tydlig puckel. Diagrammet bygger på följande värden:

$$\left. \begin{array}{l} \tau = 1 \\ \beta_0 = 1 \\ \beta_0 + \beta_1 = 1 \\ l = 4 \end{array} \right\} \Rightarrow z(m) = 4 + (1 - a)(1 - \exp(-m))\frac{1}{m} - a \exp(-m) \quad [16]$$

För att skapa de olika kurvorna har a antagit värdena $[-8, -4, 0, 4, 8, 12, 16]$. Ett negativt värde ger en initialt avtagande avkastningskurva och stora positiva a ger upphov till en initial puckel. Utveckling av modellen har skett och inte minst av Svensson³⁸ vars modell kan hantera två pucklar.

³⁸ Svensson (1995)

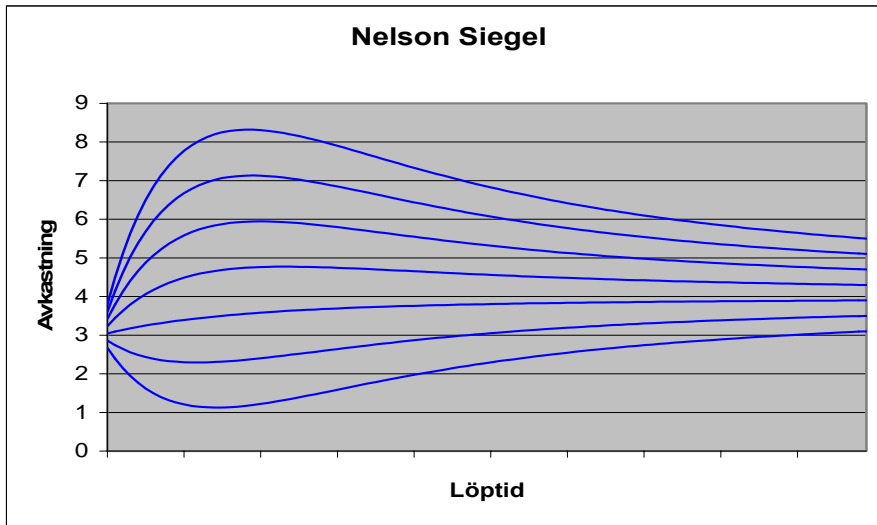


Diagram 3 Nelson-Siegels modell kan approximera flera tänkbara kuryformer

4 Metod

I följande kapitel redogör vi för metodiken kring vår uppsats. Inledningsvis diskuterar vi vårt val av metod följt av redovisning av vårt datamaterial och insamlingen av den. Avslutningsvis beskriver vi de tester som har utförts på vårt statistiska material.

4.1 Val av metod

I uppsatsen använder vi oss av observationer av verkligheten i form av ett empiriskt material för att testa en hypotes. Följaktligen har vi använt oss av en deduktiv ansats i vår uppsats³⁹. Vår förhoppning är att vi kan påvisa att hypotesen kan förklara verkliga händelser. Den deduktiva ansatsen kändes logisk då vår uppsats är av kvantitativ karaktär, i den mån att vi vill testa om olika investeringsstrategier för hedgefonder kan uppvisa signifikant överavkastning.

4.2 Översiktlig arbetsgång

Vi har valt att bilda likaviktade portföljer av observerade månatliga avkastningar, justerade för riskfri ränta, för hedgefonder med samma investeringsstrategier. Avkastningen på dessa portföljer blir den genomsnittliga avkastningen utöver den riskfria räntan för samtliga hedgefonder inom den valda investeringsstrategin för den aktuella månaden. I portföljen ingår följaktligen både fonder som rapporterar under hela perioden och fonder som av olika anledningar endast har redovisat sin avkastning under delar av vår undersökta period. På så sätt ingår även fonder som under perioden slutar rapportera på grund av för dålig prestation och vi undviker därmed problematik med *survivorship bias*⁴⁰. Avkastningens känslighet mot ett antal förklarande variabler skattas med *Ordinary Least Square*-metoden, OLS. Skattningar sker för tre modeller, CAPM, Fama-Frenchs trefaktormodell samt en betingad trefaktormodell. För varje modell testar vi för heteroskedasticitet och autokorrelation. I händelse av att vi kan påvisa någon eller båda av dessa egenskaper justerar vi vårt datamaterial och utför nya skattningar med *generalized least square*-metoden, GLS. Resultaten presenteras i tabellform.

³⁹ Halvorsen (1992)

⁴⁰ *Survivorship bias* refererar till den högre avkastning som kan påvisas om fonder som inte rapporterar över hela perioden exkluderas från undersökningen.

4.3 Material

4.3.1 Datamaterial

Vårt statistiska datamaterial är insamlat från tre huvudkällor, CISDM⁴¹, professor Kenneth R. French och Federal Reserve. CISDM är ett forskningscenter vid University of Massachusetts Amherst med inriktning mot studier av fonder och andra räntebärande tillgångar inom både den amerikanska såväl som den internationella marknaden. Professor Kenneth R. French är verksam vid Tuck School of Business vid Dartmouth College och en internationellt erkänd forskare inom det finansiella området. Federeal Reserve är den amerikanska motsvarigheten till vår svenska Riksbanken.

Följande data har använts:

- **Månadsdata på avkastning justerad för riskfri ränta på hedgefonder**, $R_p - R_f$, för perioden 1998-01 till 2003-06. R_p är observerad avkastning för den aktuella månaden och R_f är motsvarande periods riskfria ränta. Tidsserierna är hämtade ur CISDMs databas och sorterade efter hedgefondernas investeringsstrategi. Hedgefonderna representerar ett internationellt urval men den absoluta majoriteten är noterade i dollar och får räknas som amerikanska hedgefonder. Endast fonder med rena strategier har använts i urvalet, det vill säga inga mixfonder, fond-i-fond-lösningar eller liknande har beaktats.

Följande investeringsstrategier finns identifierade i databasen och har använts inom ramen för vår studie:

<i>Strategi</i>	<i>Totalt antal fonder</i>	<i>Genomsnittligt antal fonder per månad</i>
Event Driven	153	111,7
Global Macro	62	43,3
Global Emerging	102	83,1
Global Established	333	235,7
Global International	42	35,3
Market Neutral	414	275,7
Sector	120	81,5
Short Selling	23	18,2
	Σ 1269 st	

⁴¹ Center for International Securities and Derivatives Markets

- **Månadsdata för avkastning på marknadsportföljen justerad för riskfri ränta**, $R_p - R_f$, för perioden 1998-01 till 2003-06 är en del av datapaketet Fama/French Benchmark Factors⁴² som är tillgängligt via Kenneth R. Frenchs hemsida på Internet⁴³. R_m beräknas som ett värdeviktat avkastningsgenomsnitt över samtliga aktier på NYSE, AMEX och NASDAQ. R_f är räntan på 1-månads amerikansk statsskuldsväxel.
- **Månadsnotering av SMB** för perioden 1998-01 till 2003-06 är också en del av Fama/French Benchmark Factors och beräknas som genomsnittlig avkastning på tre portföljer av små företag minus genomsnittlig avkastning för tre portföljer av stora företag.

$$SMB = 1/3 (Small Value + Small Neutral + Small Growth) - 1/3 (Big Value + Big Neutral + Big Growth)$$

- **Månadsnotering av HML** för perioden 1998-01 till 2003-06 är även den införlivad i Fama-French Benchmark Factors och beräknas som den genomsnittliga avkastningen på två värdeportföljer minus den genomsnittliga avkastningen på två tillväxtportföljer. Värdeportföljer definieras av French som portföljer av företag med hög *Book-to-Market ratio* och tillväxtportföljer som portföljer med låg dito.

$$HML = 1/2 (Small Value + Big Value) - 1/2 (Small Growth - Big Growth)$$

- **Månatliga Moody's seasoned Corporate Bond Index** över AAA-rated och BAA-rated företagsobligationer för perioden 1997-12 till 2003-06. Data är hämtad från Federal Reserves internetresurser⁴⁴.
- **Månadsnoteringar av amerikanska statsskuldsväxlar och statobligationer** (*constant maturities*) för perioden 1997-12 till 2003-06 med löptider 3 månader, 6 månader, 1 år, 2 år, 3 år, 5 år, 7 år samt 10 år. Samtliga hämtade från Federal Reserves internetresurser.

4.3.2 Övrigt material

⁴² För närmare detaljer kring Fama/French Benchmark Factors rekommenderas Fama/French, 1993, "Common Risk Factors in the Returns on Stocks and Bonds," *Journal of Financial Economics*

⁴³ http://mba.tuck.dartmouth.edu/pages/faculty/ken.french/data_library.html

⁴⁴ <http://www.federalreserve.gov>

Det mesta som har skrivits inom ämnet är publicerad som artiklar i olika tidskrifter. Det har gjorts att vi har hämtat merparten av de fakta som ligger till grund för uppsatsen från dessa källor. De böcker som vi har använt oss av rörande hedgefonder och studier av dem, har i huvudsak behandlat ämnet överskådligt. Vi har även hämtat information från Internet, det statistiska datamaterialet har till stora delar hämtats därifrån.

4.3.3 Mjukvara

Statistiska tester har utförts i huvudsak med *Microsoft Excels* funktioner inklusive de tillägg som finns i *Excel Analysis ToolPak*, justeringar för autokorrelation har skett i *EViews*. Programmering för simulering, viss sortering och upprepade tester har skett i *Microsoft Visual Basic for Application*. Excel valdes till stor del på grund av våra tidigare erfarenheter av att använda programmet, samtidigt som det ansågs vara fullt tillräckligt för den databehandling som undersökningen krävde. CISDMs databas för hedgefonder har bearbetats i *Microsoft Access* där urval och sortering av data har skett.

4.3.4 Källkritik

Många av våra källor är, som nämnts, artiklar som behandlar hedgefonder. Fördelen med att använda sig av artiklar är vi har kunnat få tillgång till relativt ny forskning. Nackdelen kan dock vara att artikelförfattarens åsikter inte är väl underbyggda och/eller inte stöds av samstämmiga experter inom området. Då vi har använt oss av artiklar hämtade från välrenommerade tidskrifter hoppas vi ha undvikit detta problem, eller åtminstone minimerat det. De böcker som vi använt oss av har ofta behandlat finansiella instrument i allmänhet, och alltså inte specifikt hedgefonder. Vi ser detta som ett litet problem då böckerna har tenderat att ge en relativt översiktlig bild av hedgefonder. Den information vi hämtat från Internet är främst statistik och vi anser att vi på goda grunder kan anse Federal Reserve och professor Kenneth R. French vara tillförlitliga informationskällor. CISDM är troligtvis med den mest kompletta databasen över hedgefonders avkastning och förekommer flitigt i forskningssammanhang, av dessa skäl anser vi även denna källa som tillförlitlig.

4.4 Tester och variabler

Från det empiriska materialet beskrivet i 4.3.1 *Datamaterial* formulerar vi tre tester och för varje test ett antal variabler som kan förutspå förklara avkastningen på den undersökta investeringsstrategin. För samtliga tester gäller att testperioden är 1998-01 till 2003-06 vilket ger oss 66 månadsobservationer av de likaviktade portföljerna för de åtta strategierna. Fokus

för testerna ligger på modellernas skattade alfavärde. Ett signifikant alfavärde skiljt från noll implicerar att modellen inte kan förklara avkastningarna till fullo vilket i sin tur kan bero på att modellen saknar relevanta variabler och/eller bero på fondförvaltarnas förmåga att förvalta sina fonder.

Modellerna testas med en linjär regression med OLS. Datamaterialet testas för heteroskedasticitet och autokorrelation med Goldfeld-Quandts respektive Durbin Watsons test. I de fall som heteroskedasticitet kan påvisas används en GLS-skattning⁴⁵ enligt resonemang förda i kapitel 3.6.2 *Heteroskedasticitet*. Rent praktiskt innebär det att i de fall heteroskedasticitet kan påvisas delar vi in tidsserien i två lika stora serier, 1998-01 till 2000-09 samt 2000-10 till 2003-06. Variansen beräknas för respektive serie och variablerna justeras därefter. För att komma till rätta med autokorrelation använder vi EViews inbyggda korrigering baserad på Newly-West.

4.4.1 CAPM

Inledningsvis kontrollerar vi om de olika investeringsstrategiernas avkastning följer CAPM och då till fullo kan förklaras med variationer i marknadsräntan. Den teoretiska marknadsräntan inbegriper i princip samtliga tillgångar som ger avkastning, en genomsnittsränta som i praktiken är omöjligt att beräkna. Det bör därför noteras att Fama och Frenchs approximation av marknadsportföljens avkastning är beräknad på genomsnittliga avkastningen på amerikanska aktiebörser (NYSE, AMEX och NASDAQ). Då vårt material innehåller hedgefonder med andra investeringspreferenser än enbart dessa tre aktiebörser kan det innebära ett problem. Dock kan den amerikanska ekonomin anses vara drivande i världsekonomin och som approximation av marknadsportföljens avkastning anser vi den därför vara fullgod.

Modellen vi använder för att testa om hedgefondernas avkastning följer CAPM ser ut som följande:

$$R_{pt} - R_{ft} = \alpha_p + \beta_p (R_{mt} - R_{ft}) + e_t \quad [17]$$

$R_{pt} - R_{ft}$ är tillgänglig från urvalet gjort ur CISDM-databasen och sorterade efter investeringsstrategi. Vi definierar variabeln som den månatliga överavkastningen av en likaviktad portfölj bildad av hedgefonder tillhörande en specifik investeringsstrategi vid månad t . Således ett mått på den genomsnittliga avkastningen över den riskfria räntan för en viss investeringsstrategi under månad t .

⁴⁵ Mer specifikt använder vi *weighted least squares (WLS)*

$R_{mt} - R_{ft}$ är tillgänglig direkt från Fama-French Benchmark factors och är marknadsportföljens avkastning justerad för den riskfria räntan under månad t . Enligt CAPM är denna faktor och tillgångens känslighet (betavärde) mot den tillräckliga för att förklara en enskild tillgångs avkastning.

Om en investeringsstrategi för hedgefonder följer CAPM så bör alfavärdet i ekvationen ovan vara noll. Ett statistiskt signifikant positivt värde ger att investeringsstrategin ger bättre avkastning än vad CAPM medger. På samma ger ett statistiskt signifikant negativt värde att strategin presterar sämre än vad modellen implicerar.

4.4.2 Trefaktormodell

I följande test som utförs på vårt datamaterial utökar vi CAPM till en trefaktormodell genom att komplettera med SMB och HML. Modellen är känd som Fama-Frenchs trefaktormodell och vår modell som skattas har följande utseende:

$$R_{pt} - R_{ft} = \alpha_p + \beta_{1p}(R_{mt} - R_{ft}) + \beta_{2p}SMB_t + \beta_{3p}HML_t + e_t \quad [18]$$

$R_{pt} - R_{ft}$ och $R_{mt} - R_{ft}$ definieras på samma sätt som i 4.4.1 CAPM.

SMB är tillgänglig från Fama-French Benchmark factors och är ett mått på små aktiers prestation i avkastningstermer i relation till stora aktiers avkastning.

HML är likaså tillgänglig från Fama-French Benchmark factors. HML sätter aktier med hög *Book-to-Market ratio* i relation till avkastningen på aktier med låg dito.

Modellen OLS-skattas och i de fall som heteroskedasticitet och/eller autokorrelation kan påvisas så utförs även en GLS-skattning och justering av autokorrelation med EViews inbyggda funktioner baserade på Newly-West. Precis som i fallet med CAPM bör alfavärdet vara noll och eventuella avvikelser från detta följer samma resonemang som var giltigt för CAPM.

4.4.3 Betingad trefaktormodell

I vårt avslutande test utökas modellen med ytterligare variabler för att tillåta att känsligheten mot faktorerna från trefaktormodellen kan variera med förändringar av ett antal informationsfaktorer. Med utgångspunkt från trefaktormodellen skattas våra betavärde (marknadsbeta, HML och SMB) med ekvationen på matrisform:

$$\beta_{it} = \beta_{i0} + \beta'_{i1} z_{it} \quad [19]$$

Vårt z_{it} betecknar förändringen i informationen, enligt [20].

$$z_{it} = Z_{it} - Z_{it-1} \quad [20]$$

Z_{it} är informationen som är tillgänglig vid tidpunkt t . Hela ekvationen får då följande utseende på matrisform:

$$R_{pt} - R_{ft} = \alpha_p + \beta_{1p}(R_{mt} - R_{ft}) + \beta_{2p}SMB_t + \beta_{3p}HML_t + B'_p [z_t (R_{mt} - R_{ft})] + B'_p [z_t SMB_t] + B'_p [z_t HML_t] + e_t \quad [21]$$

Utskrivet får den totala modellen då följande utseende:

$$R_{pt} - R_{ft} = \alpha_p + \beta_{1p}(R_{mt} - R_{ft}) + \beta_{2p}SMB_t + \beta_{3p}HML_t + \beta_{4p}(R_{mt} - R_{ft}) * \Delta CS_t + \beta_{5p}(R_{mt} - R_{ft}) * \Delta TB_t + \beta_{6p}(R_{mt} - R_{ft}) * \Delta NSC_t + \beta_{7p}(R_{mt} - R_{ft}) * \Delta CS_t + \beta_{8p}SMB_t * \Delta CS_t + \beta_{9p}SMB_t * \Delta TB_t + \beta_{10p}SMB_t * \Delta NSC_t + \beta_{11p}SMB_t * \Delta CS_t + \beta_{12p}HML_t * \Delta CS_t + \beta_{13p}HML_t * \Delta TB_t + \beta_{14p}HML_t * \Delta NSC_t + \beta_{15p}HML_t * \Delta CS_t + e_t \quad [22]$$

$R_{pt} - R_{ft}$ och $R_{mt} - R_{ft}$ definieras på samma sätt som i 4.4.1 CAPM. SMB och HML definieras på samma sätt som i 4.4.2 Trefaktormodell.

Informationsvariabler:

- CS , *Credit spread*, är differensen mellan månadsnoteringar av BAA-rated och AAA-rated företagsobligationer från Moody's seasoned corporate bond rates. Variabeln används för att approximera riskpremierivån. I modellen använder vi oss av ΔCS vilket är förändringen av kreditspreaden mellan tidpunkt $t-1$ och t .
- TB , *Treasury Bill*, är nivån på den amerikanska statsskuldsväxeln med tre månaders löptid och används för att approximera den korta, riskfria räntenivån. I modellen använder vi oss av ΔTB vilket är förändringen av yelden för statsskuldsväxeln mellan tidpunkt $t-1$ och t .
- NSC , *Nelson-Siegel curvature*, anger kurvaturen på avkastningskurva för amerikanska statsobligationer. Variabeln används för att approximera den riskfria räntans volatilitet. Förändringen av avkastningskurvans kurvighet approximeras med Nelson-Siegel modellens c -term beräknad utifrån statsobligationernas spot rates. Avkastningskurvan förändras dagligen vilket leder till att en uppskattning av dess

form måste utföras för varje dag. Tillvägagångssättet är att för varje dags observationer estimeras nivå, lutning och kurvighet genom en OLS-regression. För att finna den optimala tidskonstanten, τ , vilken också är specifik för varje dag utför vi 45 regressioner för varje dag där τ antar värden från 0,5 till 5 i steg om 0,1. Regressionen med minst kvadratsumma av residualerna anses vara bäst och antas då bäst approximeras den dagens avkastningskurva. I modellen använder vi oss av ΔNSC vilket är förändringen av c-termen mellan tidpunkt $t-1$ och t .

- J , januaridummy, är en binär variabel som antar värdet 1 i de fall då månad t är januari och övriga fall antar den värdet 0. Variabeln antas fånga upp så kallade januarieffekten som innebär att aktier har en högre avkastning under januari månad.

Precis som i de två ovanstående fallen så OLS-skattas modellen och i de fall som heteroskedasticitet kan påvisas så utförs även en GLS-skattning. Alfa-värden som avviker positivt från noll och är statistiskt signifikanta antas påvisa att investeringsstrategin förmår ge investeraren en överavkastning.

5 Resultat

I följande kapitel redogör vi för våra testresultat. Inledningsvis studerar vi vårt statistiska material. Sedan presenteras testresultaten av CAPM, Fama-Frenchs trefaktormodell samt avslutningsvis för den betingade trefaktormodellen.

5.1 Beskrivande statistik

I tabell 5.1 kan den genomsnittliga månatliga avkastningen utöver den riskfria räntan studeras för de likaviktade portföljerna. Sharpekvoten beräknar relationen mellan varians och genomsnittlig överavkastning, i princip en prissättning av hur mycket avkastning som en enhet risk (standardavvikelse) ger. Investeringsstrategin *Market Neutral* visar sig klart överlägsen de andra med detta klassificeringssätt. På samma sätt kan man notera att *Short Selling* och *Global Established* har hög risk i förhållande till sin genomsnittliga avkastning.

Strategi	Medel	Varians	Sharpe	Skevhet	Toppighet	JB
Event Driven	0,821%	0,033%	0,449	-1,72	7,92	205,12
Global Emerging	1,008%	0,044%	0,481	0,65	1,17	8,37
Global Established	1,009%	0,326%	0,177	-1,28	5,83	111,47
Global International	1,279%	0,117%	0,374	0,26	1,63	8,11
Global Macro	1,032%	0,059%	0,426	0,37	1,69	9,32
Market Neutral	1,027%	0,010%	1,043	0,40	0,79	3,54
Sector	1,482%	0,195%	0,336	-0,63	3,21	32,66
Short Selling	0,865%	0,317%	0,154	0,01	1,07	3,13

Tabell 5.1 Beskrivande statistik över avkastningar

Vi studerar även skevhet och toppighet, den senare rapporterad som *excess kurtosis* vilket motsvarar den toppighet som överstiger normalvärdet 3. Flera värden avviker stort från noll, vilket är normalvärden för skevhet och *excess kurtosis* om serierna är normalfördelade. För att testa om överavkastningarna är normalfördelade använder vi oss av ett Jarque-Bera-test. Jarque-Bera har en χ^2 -fördelning med två frihetsgrader vilket för 5 %-nivån ger ett kritiskt värde på 5,99. Följaktligen kan vi alla fall utom *Market Neutral* och *Short Selling* förkasta nollhypotesen om att avkastningarna är normalfördelade.

5.2 CAPM

Initialt testar vi investeringsstrategiernas avkastningar mot CAPM för att undersöka om signifikant överavkastning kan påvisas. CAPM skattas enligt [17] från kapitel 4.4.1 CAPM med följande modell:

$$R_{pt} - R_{ft} = \alpha_p + \beta_p (R_{mt} - R_{ft}) + e_t$$

5.2.1 Tester för heteroskedasticitet och autokorrelation under CAPM

Innan regression och estimering av modellens variabler utför vi tester för heteroskedasticitet och autokorrelation. För att påvisa eventuell heteroskedasticitet använder vi oss av Goldfeld-Quandts test. För att undersöka om autokorrelation förekommer utför vi ett Durbin-Watson *bound test* med lag på 1. Resultaten för Goldfeld-Quandts test återfinns i tabell 5.2 och för Durbin-Watson i tabell 5.3.

Goldfeld-Quandt – Test för heteroskedasticitet

	Period1	Period2	F _{GQ}	T _i =33
Event Driven	2,185	1,075	2,033	F _{GQ} > F _c K=1
Global Emerging	4,142	1,914	2,164	F _{GQ} > F _c T _i -K=32
Global Established	29,617	3,403	8,703	F _{GQ} > F _c F _c =1,73
Global International	4,962	1,110	4,468	F _{GQ} > F _c
Global Macro	5,802	1,920	3,022	F _{GQ} > F _c
Market Neutral	1,036	0,321	3,227	F _{GQ} > F _c
Sector	8,594	1,773	4,846	F _{GQ} > F _c
Short Selling	17,938	2,560	7,008	F _{GQ} > F _c

Tabell 5.2 Statistik för Goldfeld-Quandts test för heteroskedasticitet

Samtliga strategier uppvisar GQ-statistik över testets kritiska värde beräknat på 5 %-nivån. Slutsatsen är att datamaterialet uppvisar heteroskedasticitet för alla investeringsstrategier. Följden för de kommande regressionerna kan bli att OLS inte är tillräcklig för att estimeras variablerna då den inte längre är den bästa estimatorn.

Durbin-Watson – Test för autokorrelation

	d		T=66	K=2
Event Driven	1,523	d < d _L	d _L	1,567
Global Emerging	2,027	d > d _U	d _U	1,629

Global Established	1,253	$d < d_L$
Global International	1,578	$d_L < d < d_u$
Global Macro	1,221	$d < d_L$
Market Neutral	1,161	$d < d_L$
Sector	1,632	$d > d_u$
Short Selling	1,895	$d > d_u$

Tabell 5.3 Statistik för Durbin-Watson's bound test

Teststatistiken för Durbin-Watson's test av autokorrelation visar spridda resultat över strategierna. I de fall då $d < d_L$ förkastar vi nollhypotesen att serien saknar autokorrelation. I vårt fall får detta konsekvensen att *Event Driven*, *Global Established*, *Global Macro* och *Market Neutral* uppvisar autokorrelation. För *Global International* gäller att $d_L < d < d_u$, teststatistiken hamnar inom testets gränser och ingen slutsats angående autokorrelation kan dras. För de övriga teststrategierna noteras $d > d_u$ och vi kan inte förkasta nollhypotesen.

5.2.2 Regressioner under CAPM

Modellen skattas med OLS och resultaten presenteras i tabell 5.4. Resultaten visar överlag på stark signifikans gällande alfavärden, endast *Global Emergings* resultat saknar signifikans på 5 %-nivån men är signifikant på 10 %-nivån. Samtliga investeringsstrategier har positiva alfavärden med *Event Driven* på 0,826 som lägst och *Sector* med toppnotering på 1,495. Resultatet med genomgående positiva alfavärden ger att samtliga investeringsstrategier genererar avkastningar som inte kan förklaras med CAPM.

Samtliga betavärden är starkt signifikanta. Intressant att notera är att det skattade betavärdet tillhörande *Short Selling* är negativt vilket stämmer väl överens med investeringsstrategin. Hedgefonder med investeringsstrategi att blanka aktier bör uppvisa ett negativt betavärde. För *Market Neutral* är det skattade betavärdet nära noll vilket även det överensstämmer väl med innehållet i strategin. Anledningen till att strategiernas betavärden är under marknadsportföljens beta (1) kan bero på hedgefondernas investeringsfokus. Hedgefonderna innehåller inte bara aktier utan är öppna för investeringar i andra finansiella instrument och tillgångar. Dessutom investerar fonderna i fler marknader än den amerikanska marknaden vilka kan styras av andra faktorer. Följaktligen kan hedgefondens avkastning vara känslig för förändringar i andra faktorer än de som fångas upp av den approximeringen av marknadsportföljen vi har använt oss av.

CAPM – OLS	Just. R²	α	<i>p</i>-värde	$\beta_{(R_m-R_f)}$	<i>p</i>-värde
Event Driven	0,479	0,826	0,000	0,230	0,000

Global Emerging	0,416	1,022	0,064	0,671	0,000
Global Established	0,686	1,289	0,000	0,513	0,000
Global International	0,331	1,037	0,000	0,255	0,000
Global Macro	0,179	1,012	0,000	0,165	0,000
Market Neutral	0,259	1,029	0,000	0,092	0,000
Sector	0,701	1,495	0,000	0,668	0,000
Short Selling	0,643	0,849	0,046	-0,817	0,000

Tabell 5.4 Regressionsresultat för OLS-estimering av CAPM

Då vi har påvisat heteroskedasticitet och autokorrelation i datamaterialet med konsekvensen att OLS inte är den bästa estimatorm, utför vi ytterligare en regression där vi justerar för de icke önskvärda egenskaperna. Vi använder oss av en GLS-estimering med Newley-West's justering för autokorrelation. Resultatet av skattning kan studeras i tabell 5.5.

CAPM – GLS	Just. R²	α	p-värde	$\beta_{(R_m-R_f)}$	p-värde
Event Driven	0,461	0,836	0,000	0,209	0,000
Global Emerging	0,541	1,547	0,000	0,499	0,000
Global Established	0,723	0,996	0,000	0,434	0,000
Global International	0,341	0,889	0,000	0,234	0,000
Global Macro	0,109	1,024	0,000	0,116	0,010
Market Neutral	0,211	0,919	0,000	0,082	0,000
Sector	0,757	1,071	0,000	0,589	0,000
Short Selling	0,767	0,559	0,046	-0,704	0,000

Tabell 5.5 Regressionsresultat för GLS-estimering av CAPM

Skillnaderna mellan OLS-skattningen av CAPM och GLS-estimeringen av densamma är relativt små. De starka signifikanserna för alfa- och betavärden kvarstår. GLS-estimering ger att samtliga alfavärden är positiva och signifikanta, inklusive *Global Emerging*. Alfavärdena skattade med GLS skiljer sig beloppsmässigt från OLS-estimaterna. Då vi har kunnat påvisa både heteroskedasticitet och autokorrelation borde GLS ge de mest rättvisande skattningarna. *Global Emerging* har det högsta alfavärdet på 1,547 och *Short Selling* det lägsta med 0,559.

5.3 Fama-Frenchs trefaktormodell

För att testa om överavkastning kan förklaras med en utökning av CAPM använder vi Fama-Frenchs trefaktormodell. Från kapitel 4.4.2 *Trefaktormodell* hämtar vi ekvation [18] som är den modell som testas:

$$R_{pt} - R_{ft} = \alpha_p + \beta_{1p}(R_{mt} - R_{ft}) + \beta_{2p}SMB_t + \beta_{3p}HML_t + e_t$$

5.3.1 Tester för heteroskedasticitet och autokorrelation

Vi testar indata mängden i vår trefaktormodell för att se om vi kan påvisa heteroskedasticitet, resultatet visas i tabell 5.6.

Goldfeld-Quandt – Test för heteroskedasticitet

	Period1	Period2	F _{GQ}		T=33
Event Driven	1,052	0,780	1,349	F_{GQ} < F_c	K=1
Global Emerging	1,991	1,793	1,111	F_{GQ} < F_c	T-K=32
Global Established	28,543	2,269	12,581	F _{GQ} > F _c	F _c =1,73
Global international	2,076	0,487	4,262	F _{GQ} > F _c	
Global Macro	5,095	1,431	3,560	F _{GQ} > F _c	
Market Neutral	0,727	0,185	3,943	F _{GQ} > F _c	
Sector	4,541	1,184	3,834	F _{GQ} > F _c	
Short selling	8,150	1,623	5,020	F _{GQ} > F _c	

Tabell 5.6 Statistik för Goldfeld-Quandts test för heteroskedasticitet

Resultatet av Goldfeld-Quandts test ger att vi inte kan förkasta nollhypotesen (att ingen heteroskedasticitet finns i vår data) för strategierna *Event Driven* och *Global Emerging*. Övriga strategier uppvisar heteroskedasticitet, då F-värdena för investeringsstrategierna överskrider det kritiska värdet F_c.

Nästa test vi genomför är Durbin-Watson's test för autokorrelation, tabell 5.7 återger resultaten.

Durbin-Watson – Test för autokorrelation

			T=66	K=4
Event Driven	1,341	d < d_L	d _L	1,503

Global Emerging	1,814	$d > d_u$	d_u	1,696
Global Established	1,484	$d < d_L$		
Global international	1,242	$d < d_L$		
Global Macro	1,227	$d < d_L$		
Market Neutral	0,862	$d < d_L$		
Sector	1,245	$d < d_L$		
Short selling	2,243	$d > d_u$		

Tabell 5.7 Statistik för Durbin-Watsons bound test

För *Global Emerging* och *Short Selling* kan nollhypotesen (att tidsserien inte är autokorrelerad) inte förkastas. De återstående strategierna uppvisar autokorrelation, då $d < d_L$.

5.3.2 Regressioner för trefaktormodell

När vi estimerar trefaktormodellen med hjälp av OLS erhåller vi resultat enligt tabell 5.8.

3FM – OLS	Just. R²	α	P	$\beta_{(R_m-R_f)}$	P	β_{SMB}	P	β_{HML}	P
Event Driven	0,630	0,742	0,000	0,201	0,000	0,176	0,000	0,021	0,410
Global Emerging	0,463	0,863	0,104	0,610	0,000	0,339	0,010	0,024	0,808
Global Established	0,810	1,193	0,000	0,443	0,000	0,227	0,000	-0,084	0,018
Global international	0,395	0,964	0,000	0,223	0,000	0,159	0,007	-0,002	0,972
Global Macro	0,487	0,940	0,000	0,095	0,010	0,181	0,000	-0,118	0,001
Market Neutral	0,387	0,988	0,000	0,075	0,000	0,087	0,000	0,001	0,934
Sector	0,800	1,384	0,000	0,587	0,000	0,261	0,000	-0,099	0,035
Short selling	0,839	0,990	0,001	-0,667	0,000	-0,364	0,000	0,264	0,000

Tabell 5.8 Regressionsresultat för OLS-estimering av trefaktormodell

Alfavärdena är positiva för samtliga strategier, de är även signifikanta för alla strategier med undantag av *Global Emerging*. För marknadens beta är resultatet överensstämmande med tabell 5.4, samtliga värden är signifikanta. För SMBbeta skiljer sig *Short Selling* från de övriga genom att uppvisa ett signifikant negativt värde, övriga strategier är signifikant positiva. De positiva värdena i linje med teorin på området som säger att SMB ska påverka avkastningen positivt. Betavärdena för HML är inte entydiga, hälften av strategierna (*Event Driven*, *Global Emerging*, *Global International* och *Market Neutral*) är inte signifikanta. De strategier som uppvisar signifikans uppvisar ett negativt HMLbeta (förutom för *Short Selling* som uppvisar ett omvänt tecken, i enlighet med strategin).

3FM – GLS	Just. R²	α	P	β_(R_m-R_f)	P	β_{SMB}	P	β_{HML}	P
Event Driven	0,601	0,725	0,000	0,190	0,000	0,170	0,000	0,018	0,486
Global Emerging	0,664	1,144	0,000	0,410	0,000	0,319	0,000	0,012	0,850
Global Established	0,803	0,791	0,000	0,380	0,000	0,215	0,000	-0,046	0,165
Global international	0,400	0,698	0,002	0,203	0,000	0,137	0,009	0,038	0,361
Global Macro	0,470	0,943	0,000	0,090	0,013	0,181	0,000	-0,116	0,001
Market Neutral	0,348	0,808	0,000	0,064	0,000	0,076	0,000	0,019	0,271
Sector	0,824	0,980	0,000	0,538	0,000	0,238	0,000	-0,098	0,021
Short selling	0,871	0,648	0,006	-0,640	0,000	-0,302	0,000	0,251	0,000

Tabell 5.9 Regressionsresultat för GLS-estimering av trefaktormodell

Resultaten vid GLS-skattningen är liknande de som fås från OLS-estimeringen. Alfavärdet är positivt signifikant även vid denna typ av skattning för samtliga strategier. Betavärdena är samtliga under 1, med *Market Neutral* och *Global Macro* närmast 0, med värden på 0,064 och 0,090. Strategierna samvarierar därmed i mycket låg grad med marknaden. SMBbeta är, precis som vid GLS-estimeringen, signifikant över alla strategier. För HMLbeta gäller att *Global Established* är icke-signifikant. För de strategier med signifikanta HMLbeta (*Global Macro*, *Sector* och *Short Selling*) är resultaten mycket lika de som erhöles vid OLS-estimeringen. *Global Macro* och *Short Selling* har HMLbeta runt -0,1 och *Short Selling* kring 0,25.

5.4 Betingad trefaktormodell

I de två tidigare utförda testerna visar hedgefondernas investeringsstrategier på genomgående positiva, signifikanta alfavärden, det vill säga avkastningar som inte kan förklaras av modellerna. För att undersöka om överavkastningarna kan bero på offentlig tillgänglig information utökar vi den tidigare trefaktormodellen med en informationsmatris. I den betingade trefaktormodellen tillåter vi de tre ursprungliga betavärden att variera över tiden beroende på förändringar i fyra informationsvariabler. Modellen som skattas har utseende enligt nedan, för närmare detaljer se kapitel 4.4.3 *Betingad trefaktormodell* ekvation [21].

$$R_{pt} - R_{ft} = \alpha_p + \beta_{1p}(R_{mt} - R_{ft}) + \beta_{2p}SMB_t + \beta_{3p}HML_t + B'_p[z_t(R_{mt} - R_{ft})] + B'_p[z_tSMB_t] + B'_p[z_tHML_t] + e_t$$

5.4.1 Tester för heteroskedasticitet och autokorrelation i betingad trefaktormodell

Precis som i de tidigare fallen undersöker vi om vårt datamaterial måste justeras för heteroskedasticitet och/eller autokorrelation. Resultat av Goldfeld-Quandts test för heteroskedasticitet ses nedan i tabell 5.10.

Goldfeld-Quandt – Test för heteroskedasticitet

	Period1	Period2	F_{GQ}	$F_{GQ} < F_c$	$T=33$
Event Driven	1,068	0,867	1,232	$F_{GQ} < F_c$	$K=1$
Global Emerging	1,012	2,483	2,453	$F_{GQ} > F_c$	$T-K=32$
Global Established	32,926	2,519	13,070	$F_{GQ} > F_c$	$F_c=1,73$
Global International	1,247	0,667	1,870	$F_{GQ} > F_c$	
Global Macro	4,147	1,553	2,671	$F_{GQ} > F_c$	
Market Neutral	0,348	0,173	2,010	$F_{GQ} > F_c$	
Sector	2,740	1,158	2,367	$F_{GQ} > F_c$	
Short Selling	9,555	0,641	14,905	$F_{GQ} > F_c$	

Tabell 5.10 Statistik för Durbin-Watsons bound test

Återigen kan vi påvisa heteroskedasticitet i tidsserierna. Samtliga investeringsstrategier uppvisar GQ-statistik över 5%-nivån med undantag för *Event Driven* där vi inte kan förkasta nollhypotesen om normalfördelning. För fullständighetens skull justerar vi även i det fallet för eventuell heteroskedasticitet i GLS-skattningen.

Durbin-Watson – Test för autokorrelation

	d		$T=66$	$K=16$
Event Driven	1,551	$d_L < d < d_U$	d_L	1,088
Global Emerging	1,937	$d_L < d < d_U$	d_U	2,183
Global Established	1,593	$d_L < d < d_U$		
Global International	1,664	$d_L < d < d_U$		
Global Macro	1,580	$d_L < d < d_U$		
Market Neutral	1,258	$d_L < d < d_U$		
Sector	1,272	$d_L < d < d_U$		
Short Selling	2,222	$d > d_U$		

Tabell 5.11 Statistik för Goldfeld-Quandts test för heteroskedasticitet

Resultat för Durbin-Watsons test för autokorrelation återfinns ovan i tabell 5.11. I våra tidigare tester av modellerna ovan fungerade testet som ett effektivt verktyg för att påvisa autokorrelation i serierna. Teststatistiken ovan ger dock väldigt lite information. I fallet med *Short Selling* kan vi inte utesluta att datamaterialet inte är autokorrelerat, men i övrigt ger testet ingen information då samtliga testresultat hamnar inom de kritiska gränserna och någon

slutsats om eventuell autokorrelation är inte möjlig att göra. För säkerhets skull justerar vi samtliga serier för autokorrelation.

5.4.2 Regressioner för betingad trefaktormodell

Testresultaten av regression kan beskådas nedan i tabell 5.12. För överskådlighetens skull har vi inte redovisat känsligheten för informationsvariablerna.

Betingad Trefaktormodell – OLS									
	Just. R ²	α	P	$\beta_{(R_m-R_f)}$	P	β_{SMB}	P	β_{HML}	P
Event Driven	0,609	0,708	0,000	0,236	0,000	0,169	0,000	0,042	0,200
Global Emerging	0,454	0,741	0,206	0,729	0,000	0,328	0,049	0,063	0,604
Global Established	0,853	1,155	0,000	0,473	0,000	0,199	0,000	-0,040	0,293
Global International	0,433	0,860	0,001	0,263	0,000	0,137	0,056	0,042	0,428
Global Macro	0,528	0,931	0,000	0,125	0,006	0,119	0,037	-0,117	0,006
Market Neutral	0,509	0,922	0,000	0,109	0,000	0,063	0,022	0,011	0,565
Sector	0,813	1,457	0,000	0,679	0,000	0,225	0,003	-0,049	0,376
Short Selling	0,829	0,989	0,003	-0,676	0,000	-0,370	0,000	0,235	0,001

Tabell 5.12 Regressionsresultat för OLS-estimering av betingad trefaktormodell

Återigen uppvisar samtliga investeringsstrategier positiva alfavärden. Resultaten är starkt signifikanta för samtliga strategier utom för *Global Emerging* som saknar signifikans. Testets vinnarstrategi är *Sector* med ett alfavärde på 1,457. Bland testets mindre väl presterande strategier finner vi *Event Driven* med ett alfavärde på 0,708 och *Global Emerging* på 0,748, dock fortfarande positiva och bättre än vad som kan förklaras av den betingade modellen.

Angående betavärdena ligger skattningarna i linje med resultaten för trefaktormodellen. Resultatet får anses rimligt då de skattade betavärden bör ses som genomsnittliga skattningar av betavärden som de betingade värden varierar kring beroende på informationsvariablerna. Överensstämmelserna mellan betavärdenas tecken och investeringsstrategin inriktning kvarstår. *Market Neutrals* betavärde för marknadsrörelser är som förutspått väldigt lågt och *Short Sellings* motsvarande betavärde är fortfarande negativt. 7 av 8 strategier uppvisar starkt signifikans för SMBbeta, *Global International* är signifikant endast på 10%-nivån. De svaga signifikanserna för känsligheten mot HML känns igen från estimeringarna av trefaktormodellen. Intressant att notera är att betavärdena för både *Short Selling* och *Global Macro* återigen är starkt signifikanta.

Då vårt datamaterial överlag har uppvisat heteroskedasticitet och att autokorrelation kan förekomma justerar vi liksom i tidigare fall vårt datamaterial och utför en GLS-estimering med Newly-Wests justering för autokorrelation. Resultaten presenteras i tabell 5.13. En fullständig redogörelse av regressionsresultaten med känslighet för samtliga informationsvariabler finns i bilaga 1.

Betingad Trefaktormodell – GLS

	Just. R ²	α	P	$\beta_{(R_m-R_f)}$	P	β_{SMB}	P	β_{HML}	P
Event Driven	0,600	0,688	0,001	0,226	0,000	0,163	0,001	0,036	0,208
Global Emerging	0,664	0,938	0,002	0,433	0,000	0,319	0,003	-0,026	0,679
Global Established	0,840	0,991	0,000	0,435	0,000	0,193	0,000	-0,057	0,168
Global International	0,423	0,671	0,022	0,229	0,000	0,147	0,024	0,055	0,212
Global Macro	0,667	0,922	0,000	0,175	0,000	0,117	0,001	-0,108	0,006
Market Neutral	0,465	0,825	0,000	0,097	0,000	0,050	0,048	0,003	0,881
Sector	0,820	1,161	0,001	0,627	0,000	0,212	0,000	-0,082	0,066
Short Selling	0,925	0,327	0,087	-0,675	0,000	-0,299	0,000	0,311	0,000

Tabell 5.13 Regressionsresultat för GLS-estimering av betingad trefaktormodell

De övergripande resultaten från de tidigare regressionerna går igen. Vi noterar starkt signifikanta, positiva alfavärden för samtliga investeringsstrategier, utom för *Short Selling* som dock visar signifikans på 10 %-nivån. Precis som i OLS-skattningen är *Sector* den bäst presterande investeringsstrategin mätt i termer av alfavärde, dock med ett lägre alfavärde på 1,161. Den strategi som presterat sämst är *Short Selling* som visserligen uppvisar ett positivt alfavärde på 0,327, vilket dock ligger långt under de andra investeringsstrategierna. Angående den generella nivån på alfavärden är det vanskligt att dra några långtgående slutsatser då förändringarna är små jämfört med GLS-skattningen av trefaktormodellen. Eventuellt kan man se en viss generell sänkning vilket skulle ligga i linje med att en viss del av överavkastningen kan förklaras med införandet av informationsmatrisen och betingning av betavärdena. I övrigt är testresultaten för GLS-skattningen samstämmiga med de för OLS-skattningen och några större skillnader än de som nu har nämnts kan inte konstateras.

6 Avslutande diskussioner och sammanfattning

I det avslutande kapitlet sammanfattar och diskuterar vi våra resultat. Slutligen ges förslag på fortsatta studier inom området

6.1 Sammanställning och diskussion

Vi har testat om hedgefonders olika investeringsstrategier kan uppvisa överavkastning, i den meningen att de uppvisar avkastningar utöver vad som kan förklaras av de modeller som vi använder. Som mått för detta har vi använt oss av Jensens alfa, det vill säga skattningens intercept. Modellerna vi har använt oss av är CAPM, Fama-Frenchs trefaktormodell samt en utökad variant av Fama-Frenchs trefaktormodell innehållande betingade betavärden. Materialet vi har använt består av månatliga observationer av 1269 fonder fördelat på 8 investeringsstrategier över perioden 1998-01 till 2003-06. Av observationer bildas likaviktade portföljer vars avkastning anses vara avkastningen för investeringsstrategin. En sammanställning över resultaten från GLS-skattningarna finns i tabell 6.1.

	α CAPM	P-värde	α 3FM	P-värde	α betingad	P-värde
Event Driven	0,836	0,000	0,725	0,000	0,688	0,001
Global Emerging	1,547	0,000	1,144	0,000	0,938	0,002
Global Established	0,996	0,000	0,791	0,000	0,991	0,000
Global International	0,889	0,000	0,698	0,002	0,671	0,022
Global Macro	1,024	0,000	0,943	0,000	0,922	0,000
Market Neutral	0,919	0,000	0,808	0,000	0,825	0,000
Sector	1,071	0,000	0,980	0,000	1,161	0,001
Short Selling	0,559	0,046	0,648	0,006	0,327	0,087

Tabell 6.1 Sammanställning över de GLS-skattade alfavärdena för de olika modellerna

Våra resultat visar på positiva, signifikanta alfavärden på 5%-nivån, utom för *Short Selling* i den betingade modellen som är signifikant på 10%-nivån. Sålunda kan vi visa att för den aktuella perioden har de åtta undersökta investeringsstrategierna presterat bättre än vad som kan förklaras med hjälp av gängse modeller. Resultaten för de enskilda alfavärdena skiljer sig mellan modellerna och några entydiga resultat om någon strategis överlägsenhet över någon annan är svår att dra. *Short Selling* uppvisar dock lägst alfavärde för samtliga modeller, med reservation att alfavärdet för den betingade trefaktormodellen saknar stark signifikans. I den inledande beskrivande statistiken rankades *Market Neutral* högst enligt Sharpekvoten, ett

resultat som inte stöds av Jensens alfa där strategin tar en mellanposition. I en jämförelse mellan modellerna anser vi att Fama-Frenchs modell är bättre än CAPM, en åsikt vilken stöds av forskningen på området. Vidare anser vi att den betingade trefaktormodellen är att föredra framför den obetingade, anledningen är att informationsvariabler inkluderas i den betingade. Sålunda bör den betingade modellen ha bäst möjligheter att ge riktiga skattningar av parametrarna. Generellt sett uppvisar den betingade modellen ett högre justerat R^2 -värde än de övriga, vilket vi anser vara ett tecken på att den är en bättre modell för att förklara hedgefondernas avkastningarna. Ur tabell 6.1 kan man se att beloppet på alfavärden för i princip samtliga strategier sjunker då antalet förklarande variabler ökar. Det är konsistent med vår förväntning att överavkastningen kan förklaras med ett ökat antal relevanta variabler och införandet av offentligt tillgänglig information.

Med utgångspunkt ur ovanstående resonemang avslutar vi med att fokusera på resultaten från GLS-skattningen av den betingade trefaktormodellen. Investeringsstrategin *Sector* ligger i topp med ett alfavärde på 1,161 följt av *Global Established*, *Global Emerging* och *Global Macro*, alla med ett alfavärde över 0,9. *Short selling* uppvisar det lägsta alfavärdet på 0,327, ett dock ej starkt statistiskt signifikant resultat. En jämförelse med undersökningen gjord av Gupta et al⁴⁶ ger att de båda resultaten ligger nära varandra. Gupta använder sig av en betingad modell för att testa huruvida Jensens-alfa är signifikant för olika strategier. Deras resultat för en portfölj innehållande samtliga fonder ger att strategierna, med undantag för *Emerging Markets*, uppvisar positiva signifikanta alfa då OLS-skattning används. Vid användande av GMM skattning visar dock även *Global Macro*, *Global International* och *Short selling* signifikanta alfa. Det ska dock noteras att vårt metodval skiljer sig något från Guptas metodval. Caglayan⁴⁷ testar Jensens-alfa med hjälp av en sexfaktorsmodell, även i denna undersökning görs en indelning för olika fondstrategier. Resultatet av undersökningen är att alfavärdet överlag är signifikant positivt, vilket kan sägas ligga i linje med våra resultat.

6.2 Vidare studier

En naturlig fortsättning kan vara att utöka den betingade modellen med ytterligare informationsvariabler. Förekommande i liknande studier är att inkludera *dividend yield* som en informationsvariabel. Intressant vore att inkludera hedgefondernas förmåga till *market timing* i modellerna, till exempel som marknadsportföljens avkastning i kvadrat som en förklarande variabel. För vidare läsning om *market timing* och test av fondförvaltares förmåga att förvalta hedgefonder rekommenderar vi Gupta, Cerrahoglu och Daglioglu – *Evaluating Hedge Fund Performance* (2003).

⁴⁶ Gupta et al (2003)

⁴⁷ Caglayan (2001)

Referenser

Tryckta källor

Ackermann, C., McEnally, Richard., Ravenscraft, David., 1999. *The Performance of Hedge Funds: Risk, Return, and Incentives*. Journal of Finance 54:3, 833-874

Anderlind, P., Eidolf, E., Holm, M., Sommerlau, P., 2003. *Hedgefonder*, Academia Adacta, Lund

Asgharian, H., 2004. *Empirical Finance – Lecture Notes*.

Brooks, C., 2002, *Introductory Econometrics for Finance*. Cambridge University Press, Cambridge

Brown, S., Goetzmann, W., Ibbotson, R., 1999. *Offshore Hedge Funds: Survival and Performance, 1989-95*. The Journal of Business 72:1, 91-117

Christopherson, J., Ferson, W., Glassman, D., 1998. *Conditioning Manager Alphas on Economic Information: Another Look at the Persistence of Performance*. The Review of Financial Studies 11:1, 111-142.

Edwards, F., Caglayan, M., 2001. *Hedge Fund Performance and Manager Skill*. Journal of Futures Markets 21:11, 1003-1028

Fama, E.F., French, K.R., 1992. *The Cross-Section of Expected Stock Returns*. The Journal of Finance 47:2, 427-466.

Fama, E.F., French, K.R., 1993. *Common Risk Factors in the Returns on Stocks and Bonds*. Journal of Financial Economics 33, 3-56.

Fang, V., Muljono R., 2003. *An emirical analysis of the Australian dollar swapspreads*. Pacific-Basin Finance Journal 11,153-173.

Ferson, W., Schadt, R., 1996. *Measuring Fund Strategy and Performance in Changing Economic Conditions*. The Journal of Finance 51:2, 425-461.

Gaunt, C., 2004. *Size and book to Market effects and the Fama French three facor asset pricing model*. Accounting and Finance 44:1, 27-44.

Gupta, B., Cerrahoglu, B., Daglioglu, A., 2003. *Evaluating Hedge Fund Performance: Traditional Versus Conditional Approach*. The Journal of Alternative Investments, Winter 2003:7-24.

Halvorsen, K., 1992. *Samhällsvetenskaplig metod*. Studentlitteratur, Lund

Hill, R.C., Griffiths, W.E., Judge, G.C., 2001. *Undergraduate econometrics*. Wiley, New York.

Liang, B., 1999. *On the Performance of Hedge Funds*. Financial Analyst Journal 54:4, 72-85.

Nelson, C.R., Siegel, A.F., 1987. *Parasimonious modeling of yield curves*. Journal of Business 60, 473-489.

Reinganum, M., 1981. *Abnormal Returns in Small Firm Portfolios*. Journal: Financial Analysts Journal 37:2, 52-57

Svensson, L.E.O., 1995. *Estimating Forward Interest Rates with the Extended Nelson & Siegel Method*. Quarterly Review, Sveriges Riksbank, 1995:3, 13-26.

Elektroniska källor

Att skriva rapporter – Om formen och dess betydelse för innehållet
<http://distans.nek.lu.se/nek116/ppt/skriva.pdf> 2004-05-02

Professor Kenneth French
http://mba.tuck.dartmouth.edu/pages/faculty/ken.french/data_library.html 2004-05-11

Federal Reserve
<http://www.federalreserve.gov> 2004-05-10

Nationalekonomiska institutionens uppsatsanvisningar
<http://www.nek.lu.se/uppsatser/default.html> 2004-05-02

The Hedge Fund Association
<http://www.thehfa.org/AboutUs.cfm> 2004-05-20

CISDM Hedge Fund Index

<http://cisdm.som.umass.edu/indices/hedge/hedgefund.asp> 2004-06-03

CISDM: The Benefits of Hedge Funds – 2004 Update

<http://cisdm.som.umass.edu/research/pdf/benefitsofhedgefunds.pdf> 2004-06-10

Brummer & Partners

<http://www.brummer.se> 2004-05-13

Catella

<http://www.catella.se> 2004-05-13

Bilaga 1 Regressionsresultat betingad trefaktormodell

EVENT_DRIVEN

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
A	0.687812	0.186164	3.694663	0.0005
B1	0.225599	0.058410	3.862342	0.0003
B2	0.163378	0.044935	3.635901	0.0007
B3	0.036447	0.028589	1.274866	0.2082
B4	-0.187571	0.609484	-0.307754	0.7595
B5	0.186062	0.117474	1.583854	0.1195
B6	-0.006696	0.008429	-0.794361	0.4307
B7	-0.071512	0.076816	-0.930952	0.3564
B8	-0.025624	0.410630	-0.062401	0.9505
B9	0.032866	0.105987	0.310095	0.7578
B10	0.002821	0.014521	0.194265	0.8468
B11	0.240487	0.115058	2.090143	0.0417
B12	-0.153248	0.288207	-0.531727	0.5973
B13	-0.116452	0.150265	-0.774979	0.4420
B14	-0.006172	0.011988	-0.514815	0.6090
B15	-0.193744	0.068116	-2.844321	0.0064
R-squared	0.691964	Mean dependent var	0.827863	
Adjusted R-squared	0.599554	S.D. dependent var	1.838280	

GL_MACRO

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
A	0.921674	0.157896	5.837240	0.0000
B1	0.175499	0.040728	4.309001	0.0001
B2	0.117026	0.031281	3.741140	0.0005
B3	-0.108272	0.037681	-2.873377	0.0059
B4	-0.997819	0.585526	-1.704143	0.0946
B5	0.301214	0.093900	3.207814	0.0023
B6	-0.016507	0.009916	-1.664751	0.1022
B7	0.067087	0.090471	0.741524	0.4618
B8	0.883673	0.401633	2.200202	0.0324
B9	0.023446	0.173732	0.134953	0.8932
B10	-0.003201	0.014535	-0.220219	0.8266
B11	0.063226	0.151616	0.417012	0.6785

B12	-0.277560	0.476324	-0.582713	0.5627
B13	-0.356562	0.181758	-1.961740	0.0554
B14	0.017586	0.010732	1.638650	0.1076
B15	-0.058887	0.109070	-0.539898	0.5917
<hr/>				
R-squared	0.743968	Mean dependent var	0.836935	
Adjusted R-squared	0.667158	S.D. dependent var	1.977710	

GLOBAL_EMER

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
A	0.937551	0.284514	3.295269	0.0018
B1	0.432908	0.077050	5.618565	0.0000
B2	0.318689	0.102119	3.120771	0.0030
B3	-0.025925	0.062312	-0.416056	0.6791
B4	0.449921	0.884722	0.508545	0.6133
B5	0.228366	0.234323	0.974578	0.3345
B6	0.008304	0.010602	0.783262	0.4372
B7	-0.619995	0.485941	-1.275863	0.2079
B8	0.237347	0.552121	0.429883	0.6691
B9	-0.012857	0.229434	-0.056040	0.9555
B10	-0.004981	0.025282	-0.197021	0.8446
B11	0.058683	0.559950	0.104801	0.9170
B12	1.946223	1.173484	1.658499	0.1035
B13	-0.372289	0.362684	-1.026485	0.3096
B14	0.039736	0.032954	1.205800	0.2336
B15	0.114094	0.403667	0.282644	0.7786
<hr/>				
R-squared	0.741288	Mean dependent var	0.435104	
Adjusted R-squared	0.663674	S.D. dependent var	1.718077	

GLOBAL_EST

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
A	0.990836	0.220334	4.496969	0.0000
B1	0.434956	0.045737	9.509900	0.0000
B2	0.193200	0.040702	4.746663	0.0000
B3	-0.057112	0.040865	-1.397576	0.1684
B4	-0.551242	0.710355	-0.776009	0.4414
B5	-0.074886	0.092611	-0.808607	0.4226
B6	-0.009293	0.008443	-1.100636	0.2763
B7	0.131337	0.081628	1.608971	0.1139
B8	0.047347	0.386959	0.122356	0.9031

B9	0.386451	0.177945	2.171747	0.0346
B10	-0.015425	0.019068	-0.808961	0.4224
B11	0.023211	0.155332	0.149429	0.8818
B12	0.787042	0.705783	1.115134	0.2701
B13	-0.550568	0.260589	-2.112787	0.0396
B14	-0.014186	0.015438	-0.918855	0.3626
B15	-0.200287	0.097740	-2.049183	0.0457
R-squared	0.877159	Mean dependent var	1.196209	
Adjusted R-squared	0.840307	S.D. dependent var	3.380692	

GLOBAL_INTL

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
A	0.670577	0.283083	2.368837	0.0217
B1	0.228669	0.054116	4.225517	0.0001
B2	0.146876	0.063051	2.329466	0.0239
B3	0.054752	0.043266	1.265484	0.2116
B4	-0.252237	0.574490	-0.439063	0.6625
B5	-0.028655	0.187636	-0.152717	0.8792
B6	-0.000641	0.007922	-0.080919	0.9358
B7	-0.132438	0.181641	-0.729120	0.4693
B8	-0.137981	0.448423	-0.307702	0.7596
B9	0.138144	0.197456	0.699618	0.4874
B10	-0.018952	0.016614	-1.140720	0.2594
B11	-0.198876	0.180871	-1.099552	0.2768
B12	1.424075	0.636183	2.238467	0.0297
B13	-0.573637	0.215446	-2.662549	0.0104
B14	-0.023019	0.018241	-1.261964	0.2128
B15	-0.250364	0.115682	-2.164241	0.0352
R-squared	0.556427	Mean dependent var	0.582685	
Adjusted R-squared	0.423356	S.D. dependent var	1.436695	

MKT_NEUTRAL

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
A	0.825340	0.124467	6.630983	0.0000
B1	0.096997	0.021603	4.489896	0.0000
B2	0.049660	0.024532	2.024297	0.0483
B3	0.002975	0.019831	0.150024	0.8813
B4	-0.308890	0.255966	-1.206761	0.2332
B5	0.117761	0.100836	1.167853	0.2484

B6	-0.005557	0.004112	-1.351416	0.1826
B7	-0.140257	0.052608	-2.666086	0.0103
B8	-0.041839	0.140102	-0.298629	0.7665
B9	-0.067418	0.117416	-0.574183	0.5684
B10	0.005023	0.011108	0.452197	0.6531
B11	0.174044	0.083867	2.075250	0.0431
B12	0.267046	0.254650	1.048678	0.2994
B13	-0.240106	0.106710	-2.250078	0.0289
B14	-0.012511	0.010235	-1.222341	0.2273
B15	-0.169815	0.055520	-3.058609	0.0036
<hr/>				
R-squared	0.588334	Mean dependent var	2.001223	
Adjusted R-squared	0.464834	S.D. dependent var	1.822115	

SECTOR

Dependent Variable: RP

Method: Least Squares

Date: 06/11/04 Time: 13:24

Sample: 1998:01 2003:06

Included observations: 66

Newey-West HAC Standard Errors & Covariance (lag truncation=3)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
A	1.160816	0.311209	3.730020	0.0005
B1	0.627394	0.054801	11.44851	0.0000
B2	0.212098	0.054010	3.927035	0.0003
B3	-0.081888	0.043482	-1.883280	0.0655
B4	-0.948052	0.817908	-1.159119	0.2519
B5	0.076132	0.122342	0.622287	0.5366
B6	-0.009733	0.008200	-1.186896	0.2409
B7	-0.408393	0.246244	-1.658485	0.1035
B8	0.377881	0.453330	0.833567	0.4085
B9	0.282478	0.133076	2.122692	0.0388
B10	0.035370	0.019684	1.796905	0.0784
B11	0.048761	0.355876	0.137016	0.8916
B12	-0.076627	0.605577	-0.126535	0.8998
B13	-0.245302	0.302544	-0.810796	0.4213
B14	-0.036607	0.019523	-1.875097	0.0666
B15	0.027443	0.213945	0.128269	0.8985
<hr/>				
R-squared	0.861541	Mean dependent var	0.940838	
Adjusted R-squared	0.820003	S.D. dependent var	3.144872	

SHORT_SALES

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
A	0.326688	0.186898	1.747950	0.0866
B1	-0.675427	0.033754	-20.01035	0.0000
B2	-0.299029	0.048835	-6.123261	0.0000
B3	0.310611	0.048890	6.353231	0.0000
B4	0.755732	0.396849	1.904330	0.0626
B5	-0.142561	0.126182	-1.129804	0.2639
B6	0.002858	0.003493	0.818201	0.4171
B7	0.044028	0.632210	0.069642	0.9448
B8	-0.412730	0.178766	-2.308777	0.0251
B9	-0.373250	0.114967	-3.246585	0.0021
B10	0.002615	0.012378	0.211220	0.8336
B11	0.897133	0.702214	1.277579	0.2073
B12	1.042346	0.505451	2.062211	0.0444
B13	0.266585	0.133402	1.998357	0.0511
B14	-0.029721	0.014659	-2.027509	0.0480
B15	-0.662734	0.558036	-1.187619	0.2406
R-squared	0.942605	Mean dependent var	0.850578	
Adjusted R-squared	0.925387	S.D. dependent var	4.028096	