



Kandidatuppsats

2007-04-09

Dynamisk Investeringsstrategi

på den

Svenska Aktiemarknaden

Angela Berggren angela.berggren.640@student.lu.se

Handledare: Erik Norrman

Innehållsförteckning

Innehållsförteckning.....	3
1 Inledning	5
1.1 Introduktion	5
1.2 Problemformulering	6
1.3 Syfte	7
1.4 Målgrupp	7
1.5 Avgränsningar	7
1.6 Disposition	8
2 Teori	9
2.1 Prissättningsmodell	9
2.1.1 Kritik mot prissättningsmodellen.....	11
2.2 Investeringsstrategi för ett optimalt portföljval	11
2.2.1 Minsta varians portföljer	11
2.2.2 Utvärdering av investeringsstrategi	13
3 Metod.....	14
3.1 Val av metod.....	14
3.2 Material.....	14
3.2.1 Publicerat material	14
3.2.2 Data material	15
3.2.3 Mjukvara	16
3.2.4 Källkritik	16
3.3 Statistisk metod	17
3.3.1 Prissättningsmodellens statistiska struktur	17
3.3.2 Ordinary least square estimatorm	18
3.3.2.1 Whites test	20
3.3.2.2 LM-testet	20
3.3.3 Minsta varians portföljen	21
3.3.4 Utvärderingsmått av investeringsstrategin	23

4	Resultat	24
4.1	Prissättningsmodellens resultat	24
4.1.1	Tester för autokorrelation och hetroskedasticitet	26
4.2	Investeringsstrategins resultat	27
5	Avslutande diskussion och sammanfattning	29
5.1	Sammanställning och diskussion	29
5.2	Förslag till vidare studier	30
	Källförteckning	31
	Publicerade källor	31
	Elektroniska källor	34
	Bilagor	35
	Bilaga 1 Resultatet från OLS/GLS-regressionen	35
	Bilaga 2 Vikterna i minsta varians portföljen	45

1 Inledning

Första kapitlet innehåller en kort presentation om det aktuella ämnesområdet som uppsatsen riktar in sig på. Ämnesområdet presenteras med syfte att hänvisa till aktuella framsteg inom den ekonomiska teorin och anledningen för att göra ytterligare forskning inom denna del av finansiell forskning. Detta har gjorts med ständig redigering för att vara så självkritisk som möjligt och för att undvika att vara partisk i presentation av materialet.

1.1 Introduktion

Inom den finansiella forskningen har aktiemarknaden studerats för att se om prissättningen av aktier kan förklaras på ett rationellt sätt. Det är allmänt accepterat av ledande forskare inom detta forskningsområde att konjunkturcykel- och företagsvariabler på ett logiskt sätt kan förklara distributionen av förändringarna i den förväntade avkastningen av aktier.¹

Avkastningen på aktier påverkas olika av förändringarna i det ekonomiska klimatet beroende på hur riskexponerade de är och krav på riskpremier från investerare. För att inte förväntad avkastning ska visas bero på subjektiv förväntan av förtjänster istället för de makroekonomiska faktorerna, gjorde Daniel och Mande (1994) en analys av marknadens effektivitet. De fann att fel i prognoserna av förväntade vinster förklarades med samma variabler som visat sig kunna förutsäga framtida avkastning och att den komponent som bestämmer prognosen av förväntade vinster har ingen signifikant relation till den förväntade avkastningen. Detta resultat stödjer antagandet att marknaden är effektiv.

Marknadens effektivitet gör att rationella prissättningsmodeller kan förklara det mesta av aktiens avkastning. Konjunkturcykel- och företagsvariablernas riskpremier och räntor varierar med växlingarna i ekonomin vilket förändrar situationen för aktiens avkastning. Det är därför fördelaktigt att inkorporera alfa- och betavärden som beror på tidsvarierande ekonomiska faktorer i investeringsstrategier.

¹Keim och Stambaugh (1986) och Fama och French (1989) har studerat konjunkturcykelvariabler som kreditriskpremiern, direkt avkastning, terminräntedifferensen och statsskuldväxeln.

Tidigare har fokus på modellens förväntade avkastning varit att låta tillgångens riskpremie variera med prognosvariablerna eftersom den har visat sig ge god avkastning i perioden innan dess upptäckt². Efter upptäckten av tillgångens riskpremies relation till prognosvariablerna har Schwert (2003) samt Avramov och Chordia (2005) noterat att de finansiella marknadernas anomalier ofta försvinner eller försvagas eller till och med får motsatt effekt efter upptäckten. Tillgångens riskpremies förmåga att ge oväntad god avkastning har visat sig försämrats eller helt försvinna efter upptäckten. Men att inkorporera konjunkturcykelvariablerna i en prissättningsmodell är fortfarande aktuellt då Avramov och Chordia (2005) visar att de driver alfa- och betavärden på företagsnivå.

Investeringsstrategier som tar hänsyn till dessa prognosmöjligheter presterar i regel bättre än andra dynamiska och statiska strategier för under konjunkturcykeln byter de investeringsstil och levererar bättre resultat än de statiska och dynamiska portföljstrategier som inte tar hänsyn till konjunkturcykeln. Kritiker är dock skeptiska mot alla prissättningsmodeller på grund av problem med *partiskhet för överlevande aktier*³, datakontaminering och för att modellerna ofta uppvisar svaga resultat att skatta tillgångens avkastning efter estimeringsperioden⁴.

1.2 Problemformulering

Syftet med uppsatsen är att undersöka om en dynamisk investeringsstrategi kan överträffa en likaviktad portfölj av industrigrupperna. De svenska industrigruppernas avkastning modelleras därför i en regressionsmodell som har intercept och lutningsparametrar som är linjärt beroende av prognosvariabler valda ur en amerikansk studie⁵. Regressionen används sedan för att skatta industrigruppernas förväntade avkastning och med dessa skattningar formas en portfölj som befinner sig på den effektiva fronten.

²Tillgångens riskpremie är skillnaden mellan förväntad avkastning på marknadsportföljen och den riskfria räntan.

³Termen *partiskhet för överlevande aktier* (survivorship biase) syftar på den överavkastning som portföljer kan uppvisa genom att inte inkludera företag som inte överlever hela investeringsperioden.

⁴Se Foster, Smith och Whaley (1997)

⁵Se Avramov och Chordia (2005)

1.3 Syfte

Den etablerade finansiella forskningseliten är ense om att den stokastiska aktieavkastningen till stor del kan förklaras med risk. Extensiv forskning har främst gjorts på den amerikanska finansiella marknaden och deras inhemska villkor på denna marknad. Att testa om svenska industrigruppers indexavkastning styrs av linjärt beroende alfa- och betavärden, vilka främst beror på svenska prognosvariabler, har inte tidigare gjorts.

Uppsatsens syfte är därför att förklara industrigruppernas månadsavkastning under estimeringsperioden 1999-01 till 2003-12, genom att inkorporera laggade makro- och företagsvariabler. OLS-regressionen används sedan för att skatta framtida avkastningar under tidsperioden 2004-01 till 2005-11 som används för att skatta frontportföljer för varje månad under hela perioden. Om den dynamiska investeringsstrategin har en fördel jämfört med den likaviktade portföljen kommer detta att vara av intresse för realtidsinvesterare.

1.4 Målgrupp

Skälen för att studera Stockholmsbörsen är inte bara av intresse för svenska småsparare eller nationalekonomer utan även för den svenska staten. För den sjätte AP-fonden har riksdagen bestämt att premiepensionsmedlen ska placeras på den svenska aktiemarknaden⁶. Den sjätte AP-fonden har i uppdrag att placera sitt kapital i små och medelstora svenska tillväxtföretag för att kunna bidra till utvecklingen av det svenska näringslivet. Alla AP-fonderna har fått som mål att förvalta och maximera nyttan för premiepensionssystemet. För att kunna uppnå dessa mål krävs kunskap om marknaden som man önskar investera i.

1.5 Avgränsningar

Parametrarna som visar hur effektivt variablerna förutsäger avkastningen, skattas under tidsperioden 1999-01 till 2003-12. Dem används sedan för att förutsäga industrigruppernas avkastning, under tidsperioden 2004-01 till 2005-11, där de skattade parametrarna hålls

⁶Se <http://www.regeringen.se/sb/d/108/a/3741>

konstanta samtidigt som de förklarande variablerna tillåts variera med månadsobservationerna. Att tillåta de förklarande variablerna och inte parametrarna variera med observationerna beror på Ferson och Harvey (1991). I deras studie visar de på att riskexponeringsfaktorernas förändring med tiden är relevantare för att skatta rätt avkastning än att tillåta parametrarna variera med tiden.

Makrovariablerna som interceptet är beroende av är svenska; kreditriskpremien, terminräntedifferensen, direktavkastningen och statsskuldsväxelräntan. Lutningsvariablerna är portföljbaserade; momentumeffekten, storleksfaktorn och skillnaden mellan det bokförda värdet och marknadsvärdet på eget kapital.

1.6 Disposition

Upplägget av uppsatsen är presenterat i enlighet med ”Att skriva rapporter” (Pettersson 1996), eftersom den är välkänd och accepterad i universitets- och akademikretsar. Detta gör den idealisk att använda och dess system är lätt att navigera i och min sammanställning är gjord för att upprätthålla denna tradition.

Fördelningen av uppsatsen:

1 Inledning: Innehåller presentation av ämnet som valts samt hur aktuellt det är och vilken målgrupp som har intresse av att läsa studien.

2 Teori: Uppsatsens teoretiska referensram visas i detta kapitel.

3 Metod: Presenterar hur jag taktiskt har gått till väga för att samla information, vilken teknik som använts för att operationalisera det statistiska materialet som ingår i analysen samt val av angreppsmetod för analysen.

4 Resultat: De statistiska resultaten från analysen belyses här.

5 Avslutande diskussion och sammanfattning: Reflektion och deduktion av resultaten ges här.

2 Teori

Den teoretiska referensramen som används i uppsatsen för att analysera och dra slutsatser kring det statistiska materialet presenteras i detta kapitel.

2.1 Prissättningsmodellen

Prissättningsmodellen som används i uppsatsen är en utökad modell av Fama och Frenchs kända trefaktormodell. Trefaktormodellen inkorporerar företagsvariabler som storleksfaktorn, skillnaden mellan bokförda och marknadsvärdet på eget kapital och tillgångens riskpremie⁷. Tillgångens riskpremie, $(r_{m,t} - r_{f,t})$, har dock efter sin upptäckt förlorat eller minskat sin förutsägande effekt och är inte längre effektiv att ha med i modellen. Men de andra två portföljbaserade faktorerna kan fortfarande vara effektiva för att skatta förväntad avkastning. I Fama och Frenchs studie visar de på att ett litet företag har högre avkastning än ett större och att de företag som har ett större (mindre) gap mellan det bokförda och marknadsvärdet har högre (lägre) avkastning.

Trefaktormodellen har också visat att den är positivt korrelerad med marknadsportföljen och används i investeringsstrategier trots att den inte har övertygande effektiva resultat. Fama och French har själva belyst felet med antagandet om att interceptet antas vara noll. Det har bevisats att denna hypotes kan förkastas. Interceptet kommer därför att vara beroende av makrovariabler som har prognostiserande egenskaper att visa tillgångars avkastning. Dessa makrovariabler upptäcktes av Keim och Stambaugh (1986) och har visat sig kunna driva tillgångars alfa- och betavärden⁸ på den amerikanska aktiemarknaden. De är kreditriskpremien, den direkta avkastningen, termin räntedifferensen och statsskuldsväxelräntan. Kreditriskpremien påverkar kapitalmarknaden genom att den indikerar när risken att förlora pengar ökar, för då blir premien högre. Den direkta avkastningen ökar (minskar) efterfrågan precis innan (efter) en utdelning, vilket

⁷Trefaktormodellens utseende $r_{pt} - r_{ft} = \alpha_{mt} + \beta_{1m,t}(r_{m,t} - r_{f,t}) + \beta_{2m,t}SMB + \beta_{3m,t}BM + e_{t \cdot r_{pt}}$ är portföljens avkastning, r_{ft} är den riskfria räntan, r_{mt} är marknadsportföljens ränta, SMB är storleksfaktorn och BM är skillnaden mellan bokförda värdet och marknadsvärdet

⁸Se Avramov och Chordia (2005)

ökar (minskar) avkastningen. Terminräntedifferensen påverkar utbudet av kapital och statsskuldväxeln påverkar efterfrågan av kapital. Ökar (minskar) terminräntedifferensen eller statsskuldväxelräntan kommer samhällets kapital bindas upp, det vill säga sparandet ökar (minskar) långsiktigt eller kortsiktigt.

Ett annat problem med trefaktormodellen är momentumeffekten som den helt bortser från och inte kan förklara. Momentumeffekten som upptäcktes av Jegadesh och Titman (1993) beräknas med aktiens nuvarande nivå delat med de senaste tolv månadernas avkastning i procent och har visat sig vara en kraftfull variabel att ha med i handelsstrategin.

Vinstmöjligheten i momenteffekten sågs först som en anomali i marknaden och bevis för att marknaden inte var effektiv. Senare forskning har dock bevisat att effekten delvis förklaras med makroekonomiska variabler och avkastningen på momentumstrategier försvinner delvis när man tar hänsyn till detta. Momentumvariabeln är dock fortfarande betydelsefull att ha med i regressionen för den tar hänsyn till att avkastningen underskattas i en tillväxtperiod (bull market) och överskattas i en recession (bear market).

För att komma tillrätta med problemen i Fama-Frenchs trefaktormodell har prissättningsmodellen fått ändras radikalt. Prissättningsmodellens alfa- och betavärden kommer att modelleras som en linjär funktion av de laggade makroekonomiska och portföljbaserade faktorerna. Ekvationen för industrigruppens förväntade avkastning, r_{t+1} , baseras dels på gruppens laggade momentumfaktor, de två laggade portföljbaserade faktorerna vilka är skillnaden mellan eget kapital och marknadsvärdet samt storleksfaktorn samt interceptet som kommer att bero på följande laggade makrovariabler i matrisen z_t ; den svenska statsskuldväxeln, kreditriskpremien, direktavkastningen på den svenska börsen och terminräntedifferensen.

$$r_{t+1} = \alpha(z_t) + \beta(z_t)x_t + e_{t+1}$$

$$\alpha(z_t) = \alpha_0 + \alpha_1 z_t$$

$$\beta(z_t) = \beta_0 + \beta_1 z_t$$

Att utforma en modell och skatta OLS-regression på detta vis går tillbaka till Shanken (1990), men val av variabler kommer från Avramov och Chordia (2005), som hade framgång med en prissättningsmodell som skattades på detta vis.

2.1.1 Kritik mot prissättningsmodellen

Dynamiska modeller har, när de är korrekt specificerade, visat sig prestera bättre än de statiska. Kritikern Erik Ghysels (1998) påpekar dock att inkorporering av fel parametervärde eller/och fel variabler kan skapa allvarliga fel prissättningar vilket kan skada den dynamiska investeringsstrategin mycket mer än om man använder de statiska modellerna. Prognosvariablerna, vilka används i uppsatsen, är valda på basis att de har visat sig kunna förutsäga aktieavkastningen under estimeringsperioden och har fungerat väl efter denna period i investeringsstrategier enligt Avramov och Chordia (2005). Beroende på hur variablerna och industrigruppernas index beräknats (sammanställts) kan de skapa problem som *partiskhet för överlevande aktier* eller datakontaminering. *Partiskhet för överlevande aktier* visar på en överavkastning i portföljen och när den inkorporeras i en prissättningsmodell blir avkastningsförväntningarna felaktiga.

2.2 Investeringsstrategi för ett optimalt portföljval

2.2.1 Minsta varians portföljer

Minsta varians analysen, har sedan Markowitz utvecklade teorin på slutet av 50-talet, använts frekvent inom den finansiella marknaden för att välja ut portföljer av tillgångar. Analysen rankar olika portföljer och tillgångar genom att karakterisera dem efter förväntad avkastning och varians. De tillgångar eller portföljer som har högre förväntad avkastning till minsta möjliga risk dominerar andra tillgångar som har samma varians men lägre förväntad avkastning eller samma förväntad avkastning men högre varians. Dessa tillgångar kan sedan kombineras i en optimal portfölj, en frontportfölj, för att diversifiera och reducera risken.

Genom att anta att den representativa individens nyttofunktion är kvadratisk ges förväntningen att Taylorexansionen för de högre deriveringstermerna är lika med noll eller väldigt litet. Detta antagande leder till att minsta varianskriteriet blir rättfärdigat att användas, eftersom den förväntade nyttan är helt definierad av den förväntade förmögenheten och variansen av förmögenheten⁹. Antagandet att individens nyttofunktion

⁹se Hansson, B. föreläsningsskriptum

är kvadratisk är inget större problem vid val av optimal portfölj. Chopra och Ziemba (1993) visar nämligen att andra nyttofunktioner, med samma nivå av Arrow-Pratts absoluta riskaversionsmått¹⁰, får liknande optimala portföljer. Ett signifikant problem i minsta variansportföljen är att inkorporera fel förväntade avkastningar, lite mindre är fel specificerade varianser och kovarianser.

För att forma minsta varians portföljer används minsta varians kriteriet. Att hitta portföljen med lägst varians bland alla portföljer med samma förväntad avkastning görs genom att lösa problemet nedan.

$$\begin{aligned} f(E[r_p], 1) &= \min_w \frac{1}{2} \sigma_p^2 = \min_w \frac{1}{2} w'Vw \\ w'e &= E[r_p] \\ w'l &= 1 \end{aligned} \quad [7]$$

Där $f(E[r_p], 1)$ är en maximerande värdesfunktion eller en indirekt nyttofunktion och kan lösas genom att forma en Lagrangefunktion.

$$\min_{\{w, \lambda, \gamma\}} L = \frac{1}{2} w'Vw + \lambda (E[r_p] - w'e) + \gamma (1 - w'l) \quad [8]$$

När den effektiva fronten är identifierad är det bara att välja portfölj efter den målsättningsavkastning eller riskaversion som investeraren har.

Lagrangemultiplikatorerna, γ och λ , sätter restriktioner för minsta varians portföljen (specifikationer för beräkningar visas i avsnitt 3.3.3 *Minsta varians portföljen*).

Lagrangemultiplikatorn, λ , binder portföljen till en bestämd avkastning beroende på risk och anger priset för portföljensrisk vilken ökar med variansen. Den andra lagrangemultiplikatorn, γ , sätter en restriktion för vikterna som summeras till ett.

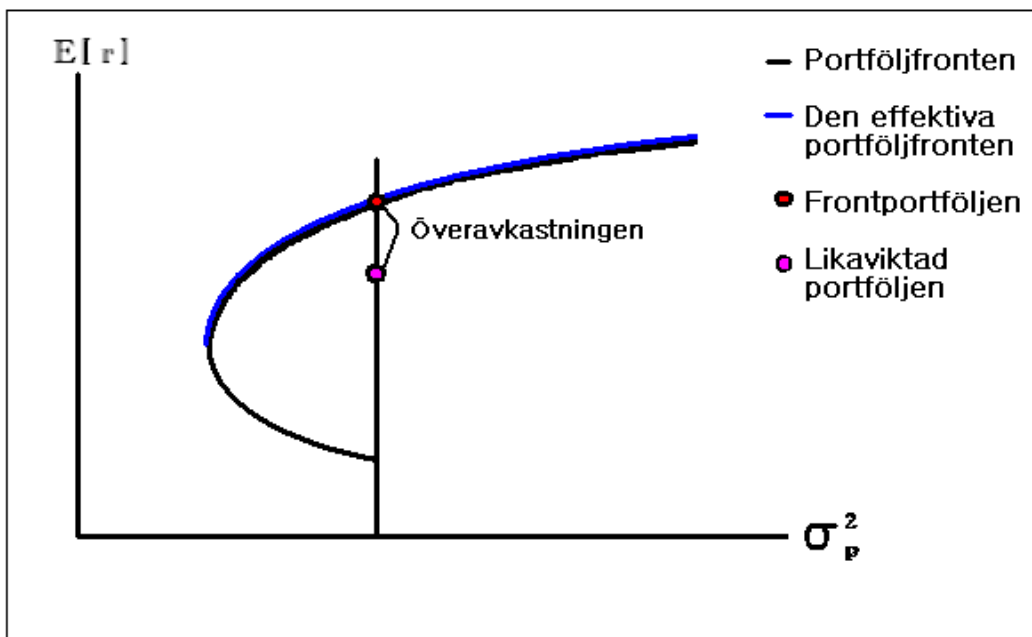
Tillgångarna i portföljen tillåts att blankas, ingen hänsyn tas till transaktionskostnader och det finns ingen riskfri tillgång.

¹⁰Definition av Arrow-Pratts riskaversionsmått: $R_A(Y_0) \equiv -\frac{v''(Y_0)}{v'(Y_0)}$ där Y är förmögenhetsfunktionen.

2.2.2 Utvärdering av investeringsstrategin

Det är av intresse att jämföra investeringsstrategins framgång mot en likaviktad portfölj av industrigrupperna. Överavkastningen mäts med hjälp av skillnaden mellan frontportföljens verkliga avkastning och marknadsportföljens avkastning när de har samma varians.

Skattningen av frontportföljerna sker med prissättningsmodellens förväntade avkastning för aktuell månad och med en varians-kovarians matris som skattas för tidsperioden 1999-01 till 2003-11.



3 Metod

I kapitel 3 presenteras uppsatsens översiktliga arbetsgång. Här diskuteras tillvägagångssättet för att samla in material och behandlingen av insamlat statistiskt material.

3.1 Val av metod

För att besvara problemställningen i uppsatsen används teorierna som beskrivits i tidigare kapitel. Insamlandet av data utgår från denna deduktiva ansats och prövar teorin för att få fram svar om dynamiska investeringsstrategier. Men att se till redan tillgängliga teorier i sitt sökande efter svar kan skapa förutfattade meningar och att man tappar fokus för andra viktiga detaljer. Att som i denna uppsats endast överföra amerikanska resultat på svensk finansiell data är eventuellt att bortse från variabler som är befintliga för den svenska aktiemarknaden. Fördelarna med den deduktiva metoden är att teorierna är logiskt förankrade i verkligheten.

3.2 Material

3.2.1 Publicerat material

Källorna som uppsatsen hänvisar till är publicerade i väl renommerade tidskrifter, med experter som kontrollerar uppgifter och autenticiteten i artiklarna. Empiriska resultat från dessa artiklar kan därför med god anledning anses väl underbyggda, men samtidigt måste givetvis objektivitet beaktas vid referat och åsikter av annat slag. Utförandet av regressionen i uppsatsen utgår dock från tidigare forskares teorier (se 2.1 prissättningsmodellen) och det innebär att deras rön accepteras även om kritik till detta material samlas in.

De böcker, avhandlingar och föreläsningskompendier som använts har främst behandlat minsta varians teorin och är skrivna av professorer inom finans. Minsta varians teorin är samtidigt en väl accepterad teori och används brett inom forskningen av investeringsmetoder.

3.2.2 Datamaterial

Det statistiska material som används innehåller tidsseriedata över perioden 1998-12 till 2005-11 och har kunnat erhållas från Ecowin, Ecovision, SCB eller Kenneth R. Frenchs hemsida. Tidsperioden har valts för att svenska ekonomiskvariabler ej funnits tillgängliga före denna period. Valet att först och främst använda svenska makrovariabler för att förklara Stockholmsbörsens industrigruppers index beror på att den kan anses vara segmenterad från omvärlden. Antagandet grundar sig på tidigare bevis från bland annat Raganathan, Faff och Brooks (2000), som beskriver hur länders kapitalmarknader skiljer sig från varandra. Det fanns undantag, en del branscher var mer nära de internationella makrovariablerna och marknaderna än andra, till exempel finansbranschen.

Att titta på industrigrupper är av intresse för bolag vars huvudsakliga verksamhet är desamma delas in i samma portfölj och har många egenskaper gemensamma. Eventuellt blir känsligheten för de ekonomiska variablerna större när man använder portföljer baserade på industrigrupper och ser hur de varierar med konjunkturcykeln. I industrigruppens index ingår samtliga tillhörande aktier som rapporterats in under perioden (1999-01 till 2005-11) vilket utesluter problematiken med *partiskhet för överlevande aktier* i portföljen. Ändras ett bolags huvudsakliga verksamhet ”permanent” kommer den att flyttas till ett lämpligare industrigruppindex och i vår regression kan detta leda till datakontaminering. Stockholmsbörsens industrigruppers indexavkastning¹¹, vilka är indelade enligt GICS¹² klassificering system med 1995 som basår, återfinns i Ecowin.

Portföljbaserade variabler, som förekommer i trefaktormodellen och används i denna uppsats, är skillnaden mellan eget kapital och marknadsvärdet och storleksfaktorn. Storleksfaktorn är skillnaden mellan small cap index och mid cap index från Ecowin. Small cap indexet grundar sig på små företags medelavkastning medan mid cap indexet grundar sig på medelstora företags medelavkastning på den svenska marknaden. Skillnaden mellan eget kapital och marknadsvärdet faktorn är tillgänglig från Kenneth R. Frenchs hemsida på Internet och har beräknats som medelavkastningen på två värdeportföljer minus medelavkastningen på två tillväxtportföljer. Detta index bygger på

¹¹Indexavkastning i procent $= (p_1 - p_0) / p_0$

¹²http://www.omxgroup.com/digital/Assets/7149_Norex_equity_indices_1.5.pdf

amerikansk data och är med i uppsatsen för att det inte finns ett motsvarande svenskt index. Indexet har dessutom i tidigare svenska studier¹³ visat sig vara aktuell för att förklara aktiers avkastning. Den tredje lutningsvariabeln är momentumfaktorn som har beräknats för varje enskild industrigrupp. Momentumfaktorn har beräknats genom att industrigruppens nuvarande avkastning delats med de senaste tolv månadernas avkastning.

De makrovariabler som interceptet i aktuell prissättningsmodell utgör underlag för är hämtade främst från Ecwin. Kreditriskpremien är ränteskillnaden mellan JP Morgan's BBB och AAA rangordnade företagsobligationer, som finns tillgängliga via Ecwin och är baserade på svenska företagsobligationer. Den direkta avkastningsräntan räknas fram genom Stockholmsbörsens utdelningar över de tidigare 12 månaderna divideras med den nuvarande nivån på utdelningsindexet. Terminsräntedifferensen är skillnaden mellan statsobligationer med tio år till förfalldatum och statsskuldsväxlar (SSVX) med tre månader till förfalldatum som finns i SCB. Den fjärde makrovariabeln i regressionen är statsskuldsväxlar med ett år till förfalldatum och är hämtad från Ecovision.

3.2.3 Mjukvara

Bearbetningen av det statistiska material som krävs för att skapa den tidsseriedata som används i OLS-regressionen görs i Excel. OLS-regressionen och testerna av denna metod görs i EViews främst för att det är användarvänligt.

3.2.4 Källkritik

Materialet i denna uppsats är hämtad från välkända källor med hög tillförlitlighet. Det statistiska materialet, kommer från fackmannamässiga källor i Ecwin, Ecovision och SCB är i alla högsta grad tillförlitlig och hur indexen är beräknade presenteras utförligt. Samma sak gäller för indexet över skillnaden mellan bokförda och marknadsvärdet som hämtas från Kenneth R. Frenchs hemsida. Att Kenneth R. Frenchs hemsida anses tillförlitlig beror på att han är en internationellt erkänd forskare inom det finansiella området.

¹³Bergstrand och Kenneby (2004)

3.3 Statistisk metod

3.3.1 Prissättningsmodellens statistiska struktur

Ramen för att studera industrigruppernas förväntade avkastning görs med att alfa- och betavärdena bestäms utifrån en linjär funktion. Dessa skattade parametrar, α och β , kommer sedan att vara konstanta medan de förklarande variablerna, premier för riskexponering, tillåts variera med tiden. Ferson och Harvey (1991) analyserar modeller som inkorporerar både tidsvarierande parametrar (betas)¹⁴ och premien för faktor exponering. De finner att variationen av de förväntade avkastningarna är mer beroende av tidsvariationen i faktor riskpremier och sekundärt på grund av tidsvarierande betas.

Modellen för industrigruppens avkastnings, r_{t+1} , beror potentiellt på de portföljbaserade faktorerna, x_t , och makrovariablerna, z_t . Kolumnvektorn, r_{t+1} , innefattar månadsavkastningar över tidsperioden 1999-01 till 2003-12 och de andra förklarande vektorerna, x_t och z_t , innefattar månadspremier för faktorexponering över tidsperioden 1998-12 till 2003-11. Skattningen av parametrarna sker med OLS-estimatoren.

$$r_{t+1} = \alpha(z_t) + \beta(z_t)x_t + e_{t+1} \quad [1]$$

$$\alpha(z_t) = \alpha_0 + \alpha_1 z_t \quad [2]$$

$$\beta(z_t) = \beta_0 + \beta_1 z_t \quad [3]$$

Substitueras [2] och [3] in i [1] presenterar regressionen avkastningen som en funktion med alfa- och betavärdena som linjära funktioner av makroekonomiska och portföljbaserade faktorer.

$$r_{t+1} = \alpha_0 + \alpha_1 z_t + \beta_0 x_t + \beta_1 z_t x_t + e_{t+1} \quad [4]$$

¹⁴Tidsvarierande parametrar är värdefulla i regressioner om marknaden förändras vilket förändrar tillgångars förutsättningar.

I utskrivnen version får funktionen följande utseende:

$$\begin{aligned}
 r_{t+1} &= \alpha_0 + \alpha_1 z_1 + \alpha_2 z_2 + \alpha_3 z_3 + \alpha_4 z_4 \\
 &+ \beta_0^1 x_1 + \beta_1^1 z_1 x_1 + \beta_2^1 z_2 x_1 + \beta_3^1 z_3 x_1 + \beta_4^1 z_4 x_1 \\
 &+ \beta_0^2 x_2 + \beta_1^2 z_1 x_2 + \beta_2^2 z_2 x_2 + \beta_3^2 z_3 x_2 + \beta_4^2 z_4 x_2 \\
 &+ \beta_0^3 x_3 + \beta_1^3 z_1 x_3 + \beta_2^3 z_2 x_3 + \beta_3^3 z_3 x_3 + \beta_4^3 z_4 x_3 + e_{t+1}
 \end{aligned}
 \tag{5}$$

Accepteras hypotesen kan den förväntade avkastningen förutsägas av en linjär funktion av parametrarna α_0 , α_1 , β_0 och β_1 ;

$$E[r_{t+1}] = \alpha_0 + \alpha_1 z_t + \beta_0 x_t + \beta_1 z_t x_t \tag{6}$$

Industrigruppens regression anpassas till hur väl de förklarande variablerna tillhör regressionslinjen. Det vill säga att variabeln som p-värdet indikerar inte har en påtaglig effekt på industrigruppens avkastning stryks från regressionen, stryks även de variabler som är indirekt beroende av denna variabel. (För att klargöra; om till exempel z_1 stryks ur regressionen gallras även $z_1 x_1$, $z_1 x_2$, $z_1 x_3$ och $z_1 x_4$ bort.) Valet att ta bort vissa variabler ur industrigruppens regression är för att minska risken att inkludera fel variabler eller parametrar som kan skapa allvarliga felprissättningar och skada investeringsstrategin¹⁵.

3.3.2 Ordinary least squares estimatorn

Den multipla regressionsmodellens okända regressionsparametrar skattas med OLS-metoden utifrån stickprovsperioden 1998-12 till 2003-12. Att få fram väntevärdesriktiga regressionsparametrar beror givetvis på stickprovet men 60 månaders observationer bör ge konsistenta estimatorer. För att OLS-estimatorns statistiska egenskaper ska vara effektiva ska antagandena ett till sex hållas. Gauss-Markov theoremet¹⁶ säger dock att för den multipla regressionsmodellen är antagande ett till fem tillräckligt för att OLS-estimatorn ska vara BLUE (Best Linear Unbiased Estimators) för parametrarna i den multipla regressionsmodellen.

¹⁵Ghysels (1998)

¹⁶Westerlund (2005)

OLS-regressionens antaganden ett till fem:

1. Den beroende variabeln kan förklaras med en linjär regressionsmodell med k stycken förklarande variabler, ett intercept och en slumpterm.

$$y_t = \alpha_0 + \beta_1 x_{t1} + \beta_2 x_{t2} + \dots + \beta_k x_{tk} + e_t,$$

2. Det förväntade värdet av slump termen, e_t , ska vara lika med noll.

$$E(y_t) = \alpha_0 + \beta_1 x_{t1} + \dots + \beta_k x_{tk} \Leftrightarrow E(e_t) = 0$$

3. Variansen för stickprovet ska vara homoskedastisk, det vill säga slump termen e_t har samma varians för alla t .

$$\text{var}(y_t) = \text{var}(e_t) = \sigma^2$$

4. Residualerna är inte autokorrelerad, det vill säga kovariansen mellan e_t och e_s är lika med noll.

$$\text{Cov}(y_t, y_s) = \text{Cov}(e_t, e_s) = 0$$

5. Värdena på de oberoende variablerna x_{tk} är inte slumpmässiga och kan inte skrivas exakt som en linjär funktion av de andra förklarande variablerna.

Är det ett av de fem antaganden som inte håller, stämmer kanske inte regressionens inferens eller standardavvikelse. Förkastas antagande 3 eller 4 med Whites test eller LM-testet kan regressionen skattas med GLS-estimatoren. Antagande 1 och 2 löser OLS/GLS-regressionen i EViews. Regressionslinjen förklarar variationen i avkastningarna med de förklarande variablerna och hur aktuella variablerna är i regressionen visar p-värdet på. Den uppfyller också antagande 5, för EViews skattar inte regressioner som har variabler som är beroende av varandra.

3.3.2.1 Whites test

Whites test används för att pröva antagande 3, om modellens varians är homoskedastisk eller hetroskedastisk, och kan finna alla typer av hetroskedasticitet. Nollhypotesen är att regressionens varians är homoskedastisk och alternativhypotesen är att variansen är hetroskedastisk.

$$H_0 : \textit{Homoskedastisk}$$

$$H_1 : \textit{Hetroskedastisk}$$

Nollhypotesen förkastas om värdet på F-statistikan är större än det kritiska värdet F_α eller p-värdet är mindre än signifikansnivån på 5 %. Om variansen är hetroskedastisk är inte OLS-estimatoren längre den skattningsmetod som har lägst varians av alla väntevärdesriktiga estimatorer. Detta innebär att den multipla regressionsmodellen måste korrigeras för effekterna av hetroskedasticitet. Korrigering för OLS-estimatoren av hetroskedasticitet sker antingen med Whites estimator eller GLS-estimatoren och görs lätt i EViews.

3.3.2.2 LM-testet

LM-testet utförs för att undersöka om regressionmodellens residualer är autokorrelerade med varandra, vilket ofta förekommer vid tidsserier. Nollhypotesen, för LM-testet, är att residualerna inte är korrelerade med varandra. Alternativhypotesen uttrycker att slumptermen, e_t , kan beskrivas med en AR(1)-modell vilket ger ekvationen:

$$e_t = \rho e_{t-1} + \mu_t$$

Men nollhypotesen testar restriktionen som säger att slumptermerna inte är autokorrelerade utan följer den ursprungliga linjära modellen.

$$H_0 : \rho = 0$$

$$H_1 : \rho \neq 0$$

Är residualtermerna autokorrelerade betyder detta att antagande 4 inte uppfylls och att OLS-estimatoren inte längre är den estimator som har lägst varians av alla linjära och

väntevärdesriktiga estimatorer. Bevisar LM-testet att tidsseriedatan är autokorrelerad korrigeras OLS-estimatorns genom att använda Newey-West's estimator eller GLS-estimatorn för att estimatorn ska bli BLUE.

3.3.3 Minsta varians portföljen

Valet av investeringsstrategi utförs med minsta varians analysens hjälp. Skattningen av investeringsstrategin sker med prissättningsmodellens förväntade avkastning för aktuell månad, variansen skattas med OLS- eller GLS-estimatorn och kovariansen skattas med den verkliga korrelationen mellan industrigrupperna och deras estimerade varianser. Frontportföljerna i denna minsta varians analys tillåter att industrigrupperna blankas, där finns inga transaktionskostnader och ingen riskfri tillgång är med. Investeringsportföljen, som är en frontportfölj, väljs utifrån minsta varians kriteriet och löser problemet:

$$f(E[r_p], 1) = \min \frac{1}{2} \sigma_p^2 = \min_w \frac{1}{2} w' V w \quad [7]$$

genom att forma en Lagrangemultiplikator:

$$\min_{\{w, \lambda, \gamma\}} L = \frac{1}{2} w' V w + \lambda (E[r_p] - w'e) + \gamma (1 - w'l) \quad [8]$$

Lagrangemultiplikatorn minimerar portföljvariansen, σ_p^2 , i förhållande till värdefunktionen, $f(E[r_p], 1)$, genom att derivera lagrangemultiplikatorn med vikterna, w , och lagrangemultiplikatorerna, λ och γ .

$$\frac{\partial L}{\partial w} = V w_p - \lambda e - \gamma l = 0 \quad [9]$$

$$\frac{\partial L}{\partial \lambda} = E[r_p] - w'e = 0 \quad [10]$$

$$\frac{\partial L}{\partial \gamma} = 1 - w'l = 0 \quad [11]$$

Optimala portföljvikter löses med ekvationerna [9], [10] och [11]

$$w_p = V^{-1}(\lambda e + \gamma l) \quad [12]$$

Lagrangemultiplikatorerna, γ och λ , är funktioner av $E[r_p]$. Medan vektorn e är industrigruppernas förväntade avkastning, l -vektorn är en matris av ettor och V representerar varians-kovarians matrisen som skattas fram under estimeringsperioden och hålls sedan konstant. Vikterna, lagrangemultiplikatorerna och industrigruppernas förväntade avkastning omräknas efter varje månad.

$$\lambda = \frac{CE[r_p] - A}{D} \quad [13]$$

$$\gamma = \frac{B - AE[r_p]}{D} \quad [14]$$

$A = e'V^{-1}l$ samt $B = e'V^{-1}e$ fås genom att multiplicera [12] med e , $C = l'V^{-1}l$ genom att multiplicera [12] med l och $D=BC-A^2$. Omskrivit på detta vis är det lätt att lösa ut λ och γ . Till följd av att lagrangemultiplikatorerna är kända kan variansen definieras utifrån funktion [12] vilket gör det möjligt att sikta in sig på en bestämd varians.

$$\sigma_p^2 = w_p'Vw_p = \lambda E[r_p] + \gamma \Leftrightarrow E[r_p] = \frac{\sigma_p^2 - \gamma}{\lambda} = 2A - \frac{2AC}{\sigma_p^2 * D - B} \quad [15]$$

Med den eftertraktade variansen känd kan portföljens förväntade avkastning kalkyleras ut med funktion [15] och vikterna för portföljen kan räknas ut med funktion [12].

3.3.4 Utvärderingsmått av investeringsstrategin

För att kunna dra några slutsatser om den dynamiska investeringsstrategin måste dess framgång mätas eller jämföras med andra investeringsstrategier. Här mäts överavkastningen, som skillnaden mellan den dynamiska investeringsstrategin och den likaviktade portföljens avkastning, när de har samma varians. Variansen för den likaviktade portföljen är uträknad för tidsperioden 1999-01 till 2003-12 och bestämmer variansen för frontportföljen. Portföljeviktarna i investeringsstrategin bestäms sedan av den likaviktade portföljens varians genom att uppfylla villkoren i ekvation [15] och [12] för frontportföljen. Investeringsportföljens avkastning räknas sedan ut med dessa vikter och industrigruppernas verkliga avkastning.

4 Resultat

I kapitel 4 redovisas resultaten av prissättningsmodellen, det optimala portfölj valet och jämförelser mellan frontportföljen och den likaviktade portföljen.

4.1 Prissättningsmodellens resultat

Industrigruppernas avkastning testas initialt utifrån prissättningsmodellen, [6]. Gallringen av vilka variabler som inkorporeras i respektive industrigrupps avkastningsmodell avgörs med det p-värde den enskilda faktorn får i OLS- eller GLS-regressionen. Är variabelns p-värde lägre än en procent, har variabeln uteslutits från avkastningsmodellen. De andra variablerna, som är indirekt beroende av denna variabel, utesluts också från avkastningsmodellen. (Vilket är skälet att p-värdet tillåts vara på en procent).

$$E[r_{t+1}] = \alpha_0 + \alpha_1 z_t + \beta_0 x_t + \beta_1 z_t x_t \quad [6]$$

Av tjugo industrigrupper är det elva industrigrupper som beskrivs av maximalt antal variabler, det vill säga nitton förklarande variabler. Av interceptets förklarande variabler är kreditriskpremien med i nitton regressionsmodeller, direktavkastning i tjugo, terminräntedifferensen i sju och statskuldväxeln är med i tjugo av tjugo. Av de portföljbaserade variablerna, som beskriver regressionens lutning, är skillnaden mellan eget kapital och marknadsvärdet med i nitton avkastningsmodeller, momentumfaktorn med i tjugo och storleksfaktorn med i nitton av tjugo regressionsmodeller. Samtliga regressioner redovisas i bilaga 1.

Beskrivande statistik redovisas i tabell 4.1 som visar medelvärdet och standardavvikelsen för respektive industrigrupp under estimeringsperioden (1999-01 till 2003-12).

Determinationskoefficienten, R^2 , visar hur väl regressionslinjen förklarar variationen av industrigruppens avkastning. Prissättningsmodellernas regressionslinjer visar att de kan mellan 25-63 % förklara avkastningarna under estimeringsperioden.

Industrigrupp	Medelvärde	Standardfelet	R² (förklaringsgraden)
Automobiles and Components Index	0.233 %	7.188 %	39.046 %
Banks Index	0.289 %	5.301 %	28.476 %
Capital goods Index	0.496 %	4.778 %	51.341 %
Commercial Services and Supplies Index	-0.069 %	6.997 %	52.520 %
Consumer Durables and Apparel Index	0.613 %	7.289 %	53.752 %
Consumer Services	1.362 %	6.361 %	38.047 %
Diversified Financials Index	0.100 %	6.924 %	36.688 %
Energy Index	2.565 %	11.477 %	24.679 %
Food and Staples	1.919 %	7.140 %	38.163 %
Food, Beverage and Tobacco Index	1.550 %	4.435 %	44.645 %
Health Care Equipment and Services Index	0.891 %	6.460 %	34.678 %
Insurances Index	-0.341	15.132 %	48.746 %
Materials Index	1.070 %	4.515 %	46.837 %
Media Index	1.014 %	9.888 %	56.076 %
Pharmaceutical, Biotechnology and Life Science Index	0.220 %	6.126 %	30.717 %
Real Estate Index	1.285 %	3.294 %	48.872 %
Retailing Index	0.384 %	6.750 %	44.573 %
Software and Services Index	-1.370 %	14.920 %	63.033 %
Technology Hardware And Equipment Index	-0.104 %	16.599 %	57.245 %
Telecommunication Services Index	-0.183 %	10.292 %	35.381 %
Transportation Index	0.653 %	7.733 %	38.266 %

Tabell 4.1 Statistik för prissättningsmodellens förklaringsgrad, medelvärdet och standardavvikelsen som presenteras i procent under tidsperioden 1999-01 till 2003-12.

Estimeringsperioden för avkastningsmodellen innehåller både tillväxt- och recessionsperiod av Stockholmbörsen. Investeringsperioden 2004-01 till 2005-11 är en period där Stockholmbörsens avkastning är på tillväxt, en så kallad ”bull market”.

4.1.1 Tester för autokorrelation och hetroskedasticitet

Prissättningsmodellen, av intresse för industrigruppen, testas för hetroskedasticitet och autokorrelation. För att kontrollera om modellen är hetroskedastisk används Whites test och LM-testet (med tre laggar) används för att påvisa autokorrelation. Resultatet av dessa båda tester återges i tabell 4.2.

Industrigrupp	LM-testet		Whites test		Nollhypotesen förkastas p.g.a.
	F-statistik	P-värdet	F-statistik	P-värdet	
Automobiles and Components Index	1.742	0.176	1.527	0.157	
Banks Index	0.898	0.450	0.383	0.990	
Capital goods Index	0.626	0.602	0.987	0.515	
Commercial Services and Supplies Index	0.379	0.769	1.734	0.095	
Diversified Financials Index	0.688	0.564	2.281	0.014	hetroskedastisk
Energy Index	2.839	0.052	1.367	0.230	
Food and Staples Retailing Index	3.259	0.033	1.310	0.263	autokorrelation
Food, Beverage and Tobacco Index	3.356	0.029	0.238	1.000	autokorrelation
Health Care Equipment and Services Index	3.640	0.021	1.773	0.066	autokorrelation
Insurances Index	0.923	0.438	2.295	0.015	hetroskedastisk
Materials Index	1.789	0.167	0.812	0.717	
Media Index	1.897	0.148	1.158	0.371	
Pharmaceutical, Biotechnology and Life Science Index	9.362	0.000	2.560	0.014	autokorrelation hetroskedastisk
Real Estate Index	0.664	0.579	1.324	0.222	
Retailing Index	3.984	0.015	0.800	0.730	autokorrelation
Software and Services Index	2.787	0.055	2.854	0.007	hetroskedastisk
Telecommunication Services Index	1.576	0.209	2.397	0.010	hetroskedastisk
Transportation Index	2.843	0.050	1.066	0.434	autokorrelation

Tabell 4.2 Statistik för industrigruppernas prissättningsmodellens LM-test och Whites test

LM-testet eller Whites test förkastar nollhypotesen om p-värdet är mindre än signifikansnivån på fem procent. De regressioner som påvisar autokorrelation eller

hetroskedasticitet kommer i så fall att skattas med GLS-estimatoren. Av tjugo regressioner är det sex stycken som uppvisar autokorrelation och fem stycken förkastas på grund av hetroskedasticitet i regressionens tidsserie residualer.

4.2 Investeringsstrategins resultat

Investeringsstrategin maximerar förväntad avkastning för en given nivå av risk. Denna portföljs givna risk bestäms av den likaviktade portföljens varians. Den likaviktade portföljens standardavvikelse, som estimeras under tidsperioden januari 1999 till december 2003, är 5,255 % och används sedan för att skatta minsta varians portföljens avkastning varje månad med ekvation [15].

$$E[r_p] = \frac{\sigma_p^2 - \gamma}{\lambda} = 2A - \frac{2AC}{\sigma_p^2 * D - B} \quad [15]$$

Tidsperioden	λ	γ	MVP;s E[r _p]
200401	-0,0023	3,867	0,086 %
200402	-0,0004	3,867	0,030 %
200403	-0,0179	4,001	3,870 %
200404	-0,0142	3,961	3,447 %
200405	-0,0179	4,021	4,456 %
200406	-0,0049	3,880	1,449 %
200407	-0,0201	4,077	5,410 %
200408	-0,0187	4,010	3,968 %
200409	-0,0094	3,928	3,375 %
200410	-0,0093	3,933	3,684 %
200411	-0,0083	3,905	2,404 %
200412	-0,0136	3,969	3,908 %
200501	-0,0119	3,930	2,762 %
200502	-0,0148	3,977	3,876 %
200503	-0,0168	4,049	5,079 %
200504	-0,0249	4,121	5,296 %
200505	-0,0146	3,949	2,906 %
200506	-0,0032	3,872	0,951 %
200507	-0,0099	3,925	3,083 %
200508	-0,0145	3,968	3,613 %
200509	-0,0116	3,943	3,413 %
200510	-0,0045	3,879	1,475 %
200511	-0,0030	3,872	-0,959 %

Tabell 4.3 Statistik över lagrangemultiplikatorerna och MVP;s förväntade avkastning

Portföljens förväntade avkastning, givet risknivån, visas i tabell 4.3. Den avkastning som anges för minsta variansportföljen är maximerad med utgångspunkt i industrigruppernas

förväntade avkastning. Den förväntade medelavkastningen, för minsta variansportföljen, är 2,768 % och priset per enhet risk, λ , är negativt under investeringsperioden.

Minsta varians portföljens förväntade avkastning bestämmer indirekt hur den viktas, med ekvation [12]. Vikterna (bilaga 2) ger sedan den riktiga investeringsstrategins avkastning vilken jämförs med den likaviktade portföljen och med den uppskattade minsta varians portföljens avkastning i tabell 4.4.

$$w_p = V^{-1}(\lambda e + \gamma l) \quad [12]$$

Tidsperioden	MVP	Portfölj avkastning		
		Likaviktad	Skillnad	Skillnad (MVP - MVP; s E[r _p])
200401	-0,945 %	6,282 %	-7,227 %	-1,031 %
200402	-1,907 %	4,322 %	-6,228 %	-1,936 %
200403	2,977 %	-0,758 %	3,735 %	-0,893 %
200404	2,929 %	2,200 %	0,729 %	-0,519 %
200405	-3,036 %	-4,464 %	1,427 %	-7,492 %
200406	2,504 %	1,918 %	0,586 %	1,055 %
200407	1,180 %	-1,990 %	3,769 %	-3,631 %
200408	1,907 %	-0,875 %	2,782 %	-2,061 %
200409	2,596 %	2,902 %	-0,306 %	-0,779 %
200410	4,056 %	1,711 %	2,345 %	0,372 %
200411	4,516 %	4,367 %	0,149 %	2,111 %
200412	-1,690 %	2,534 %	-4,224 %	-5,598 %
200501	-0,393 %	2,553 %	-2,945 %	-3,155 %
200502	2,339 %	4,124 %	-1,785 %	-1,536 %
200503	1,298 %	3,038 %	-1,739 %	-3,780 %
200504	4,232 %	1,054 %	3,178 %	-1,064 %
200505	-1,927 %	-1,152 %	-0,775 %	-4,833 %
200506	2,564 %	4,749 %	-2,185 %	1,613 %
200507	5,411 %	5,089 %	0,322,2 %	2,329 %
200508	0,128 %	2,241 %	-2,113 %	-3,484 %
200509	-2,593 %	2,043 %	-4,637 %	-6,006 %
200510	-0,619 %	-0,246 %	-0,373 %	-2,094 %
200511	3,909 %	3,665 %	0,244 %	4,868 %
Medelavkastning	1,252 %	1,888 %	-0,636 %	-1,587 %

Tabell 4.4 Investeringsstrategiernas avkastning och jämförelse

Den likaviktade portföljens medelavkastning visar att den har bättre avkastning än minsta varians portföljens verkliga medelavkastning under investeringsperioden. Bakomliggande effekter av detta spekuleras om i nästa kapitel. När man jämför minsta varians portföljens verkliga medelavkastning med den uppskattade, åskådliggör man hur väl prissättningen av portföljens avkastning fungerar. Resultatet av detta visar att prissättningen av industrigruppernas medelavkastning (för minsta variansportföljerna) är överskattad.

5 Avslutande diskussion och sammanfattning

I sista kapitlet sammanfattas och diskuteras resultaten i uppsatsen.

5.1 Sammanställning och diskussion

Uppsatsen studerar om en dynamisk investeringsstrategi kan uppvisa överavkastning mot en likaviktad portfölj. Industrigruppernas avkastning studeras i detta syfte under 60 månadsobservationer med laggade prognosvariabler. De skattade koefficienterna i industrigruppens avkastningsmodell exploateras sedan för att estimeras fram förväntad avkastning under 23 månader. Resultaten för dessa förväntade avkastningar bestämmer i investeringsperioden varje månads portföljvikter med minsta variansanalysen.

Resultaten för minsta variansportföljen är inte helt entydiga, se tabell 4.4, men medelavkastningen var positiv, 1,252 % per månad, under investeringstiden. Vilket kanske inte är så konstigt med tanke på att investeringsperioden befinner sig i en tillväxtperiod. Under investeringsperioden gick den statiska modellen, det vill säga den likaviktade portföljen, bättre än den dynamiska investeringsstrategin. Skillnaden mellan medelavkastningen för den dynamiska och den likaviktade investeringsstrategin var -0,636%. Slutsatsen som kan dras är att den statiska modellen, under investeringsperioden, var effektivare än den dynamiska investeringsstrategin.

Spekulation i skälen till att investeringsstrategins medelavkastning är lägre än den likaviktade portföljen skulle kunna bero på att investeringsstrategin inte klarar av att ta hänsyn till att Stockholmbörsen befinner sig i en tillväxtperiod. Portföljen viktas inte tyngre med de mer riskfyllda industrigrupperna som har högre avkastning än andra i tillväxtperioden. Men antagandet att investeringsstrategin inte tar hänsyn till att Stockholmsbörsen befinner sig i en tillväxtperiod motbevisas av statistik i tabell 4.3. Riskpriset, λ , är under hela investeringsperioden negativt, vilket visar på att man betalar för risk istället för att kräva riskkompensation. Detta händer bara när marknaden tror på överavkastning. Den logiska slutsatsen till att investeringsstrategins portfölj inte producerar överavkastning (vid jämförelse med den likaviktade portföljen) är att industrigruppernas estimerade avkastningar inte är korrekta. Ett antagande som finner stöd

i tabell 4.4 där man jämför minsta variansportföljens sanna avkastning med den estimerade avkastningen, samt att prissättningsmodellens determinationskoefficienter i tabell 4.1 inte är övertygande starka. Chopra och Ziemba (1993) påpekar att ett signifikant problem i minsta variansportföljer är att inkorporera fel förväntad avkastning. Inkorporering av fel koefficienter och fel variabler kan ha skapat allvarliga felprissättningar som istället för att hjälpa den dynamiska investeringsstrategin skadar den. Industrigruppernas estimerade varianser och kovarianser kan även de förändras efter skattningsperioden, vilket i så fall får en negativ effekt vid val av portfölj. Men fel varians och kovarians i minsta variansportföljen är, som Chopra och Ziemba säger, sekundärt i jämförelse med inkorporering av fel förväntad avkastning.

Slutsatsen är att den dynamiska investeringsstrategin i uppsatsen fallerar på grund av att prissättningsmodellen inte estimerar korrekt avkastning för industrigrupperna. Prissättningsmodeller har, överlag, visat svaga resultat att kunna skatta tillgångens avkastning efter estimeringsperioden¹⁷. Den minskande förmågan att skatta korrekt avkastning för industrigrupperna kan förklaras med shift i marknaden, det vill säga förändrade villkor för industrin. Eventuella förändringar i industrigruppernas sammansättning efter estimeringsperioden kan också försämra modellernas förmåga att förutsäga avkastningen. Det vill säga datakontaminering påverkar koefficienternas förmåga att förutsäga indexets avkastning. I så fall är de skattade parametrarna inte de bästa estimatorerna under investeringsperioden.

5.2 Förslag till vidare studier

Den här uppsatsens inriktning kan utvecklas vidare där man kan ha en frontportfölj med en riskfri tillgång med eller utan blankning av tillgångarna inte tillåts. Av intresse är också att tillåta prissättningsmodellens skattade parametrar bli ständigt reviderade. Genom att ha tidsvarierande alfa- och betavärden kan shift i marknaden lättare upptäckas och inkorporeras. Istället för industrigrupper kan aktiers avkastning studeras med de egna företagsvariablerna som lutningsvariabler och så vidare.

¹⁷Se Foster, Smith och Whaley (1997)

Källförteckning

Publicerade källor

Asgharian, H. (2006) "Empirical finance" föreläsningskompendium, Nationalekonomiska Institutionen vid Lunds Universitet

Avramov D. (2002) "*Stock return predictability and model uncertainty*" Journal of Financial Economics, Vol 64, s 423-458

Avramov D. och Chordia T. (2005) "Predicting stock returns", avhandling, University of Maryland

Avramov D. och Chordia T. (2004) "Asset pricing models and financial market anomalies", avhandling, University of Maryland

Bergstrand A. och Kenneby M. (2004) "Hedgefonders investeringsstrategier och överavkastning", uppsats, Lundsuniversitet

Bos, T., Fetherston, T., Martikainen, T., and Perttunen, J. (1995) "*The international comovements of Finnish stocks*", The European Journal of Finance, s 95-111

Chopra, V. och Ziemba W. (1993) "*The effects of error in means, variances and covariances on optimal portfolio choice*" The journal of portfolio management, Vol 7, s 6-11

Daniel, K. och Mandel, V. (1994) "Business cycle variation in earnings forecasts and common stock returns", avhandling, University of Chicago

Fama, E. och French, K. (1988) "*Dividend Yields And Expected Stock Returns*", Journal of Financial Economics, Vol 22, s 3-25

Fama, E. och French, K. (1989) "*Business conditions and expected returns on stocks and bonds*", Journal of Financial Economics, Vol 25, s 23-49

Ferson, W och Harvey, C. (1991) "*The variation of economic risk premiums*" The Journal of Political Economy s 385-413

- Frennberg, P. (1994) *Essays on Stock Price Behaviour in Sweden*, Lund Economic Studies number 55
- Frennberg, P. och Hansson, B. (1992a). "*Computation of a monthly index for Swedish stock returns: 1919 – 1989*", Scandinavian Economic History Review XL (1992), Vol 1, s 3-27
- Frennberg, P. och Hansson, B. (1992b). "*Swedish stocks, bonds, bills and inflation (1919-1990)*", Applied Financial Economics (1992), Vol 2
- Frennberg, P. och Hansson, B. (1992c). "Some Distributional Properties of Monthly Stock Returns in Sweden 1919 – 1990", avhandling, Nationalekonomiska Institutionen, Lunds Universitet
- Frennberg, P. och Hansson, B. (1993). "*Testing the random walk hypothesis on Swedish stock prices: 1919 – 1990*", Journal of Banking and Finance, Vol 17, Issue 1, pp 175-191
- Foster, F., Smith, T. och Whaley, R. (1997) "*Assessing the goodness of fit of asset pricing models: The distribution of maximal R^2* ", Journal of finance Vol 52, s 591-607
- Fox, JF. (december 2002) "*Is the market rational?*", Fortune Vol 9 s 59-64
- Ghysels, E. (1998) "*On stable factor structures in the pricing of risk: Do time-varying betas help or hurt?*", The journal of finance s 549-573
- Grinold, R., Rudd, A. and Stefek, D. (1989) "*Global factors: fact or fiction?*" Journal of Portfolio Management, s 79-88
- Hansson, B. (2006) "*Financial economics D*" föreläsningskompendium, Nationalekonomiska Institutionen vid Lunds Universitet
- Jegadeesh, N. och Titman, S. (1993) "*Returns to buying winners and selling losers: Implications for stock market efficiency*" Journal of Finance, s 65-91

Keim, D. och Stambaugh, R. (1986) "*Predicting returns in the stock and the bond markets*", Journal of Financial Economics Vol 17, s 357-390

Markowitz, H. (1959) *Portfolio Selection; efficient diversification of investments*

Möller, B. (1962). *Svensk Aktiemarknad*, avhandling, Göteborg: Nationalekonomiska Institutionen vid Göteborgs Universitet

Petersson G. (1997) "*Att skriva rapporter: Om formen och dess betydelse för innehållet*", avhandling, Företagsekonomiska institutionen vid Ekonomihögskolan vid Lunds Universitet

Ragunathan, V., Faff, R. och Brooks, R. (2000). "*Australian industry beta risk, the choice of market index and business cycles*", Applied financial economics, Vol 10, s 49-58

Schwert, G.W. (2003) "*Anomalies and market efficiency*" Handbok i ekonomi och finans, Edited by G.M. Constantinides, M. Harris and R. Stulz

Shanken, J. (1990), "*Intertemporal Asset Pricing: An Empirical Investigation*, Journal of econometrics" Vol 45, s 99-120

Westerlund, J. (2005), "Introduktion till ekonometri" föreläsningskompendium, Nationalekonomiska Institutionen vid Lunds Universitet

Elektroniska källor

- Ecwin i LINC-rummet på Ekonomi Högskolan
på Lunds Universitet *Nedladdat 2006-10*
- EViews 5.0 på Nationalekonomiska Institutionen
på Lunds Universitet *Nedladdat 2006-10*
- Nationalekonomiska institutionens uppsatsanvisningar
<http://www.nek.lu.se/uppsatser/default.html> *Nedladdat 2006-10-02*
- Professor Kenneth French *Nedladdat 2006-10*
http://mba.tuck.dartmouth.edu/pages/faculty/ken.french/data_library.html
- Petersson G. (1997) ”Att skriva rapporter: Om formen och dess betydelse för innehållet”
Företagsekonomiska institutionen vid Ekonomihögskolan vid Lunds Universitet
<http://www.distans.nek.lu.se/nek116/ppt/skriva.pdf> *Nedladdat 2006-09-12*
- Svenska Statistiska Centralbyrån (SCB)
<http://www.scb.se>, *Nedladdat 2006-09*
- Finansdepartementet, (1999) ”AP-fondernas organisation och placeringsregler i det
reformerade pensionssystemet”
<http://www.regeringen.se/sb/d/108/a/3741> *Nedladdat 2006-12*
- Ecovision i LINC-rummet på Ekonomi Högskolan
på Lunds Universitet *Nedladdat 2007-01*
- Nordiskabörsen, (2005), ”Rules for the construction and maintenance of the NOREX
Exchanges’ All-share, sector and benchmark indices” Version 1.5 *Nedladdat 2007-01*
http://www.omxgroup.com/digital/Assets/7149_Norex_Equity_indices_1.5.pdf
- Nordiska börsen, GICS *Nedladdat 2007-01*
<http://www.omxgroup.com/nordicexchange/omhandeln/index>

Bilagor

Bilaga 1 Resultat från OLS/GLS-regressionen

Variabler

C	Konstanten
Serie 1	Kreditrisk
Serie 2	Direkt avkastning
Serie 3	Termin räntedifferens
Serie 4	Statsskuldsväxel (SSVX)
Serie 5	Momentum
Serie 6	Momentum * Kreditrisk
Serie 7	Momentum * Direkt avkastning
Serie 8	Momentum * Termin räntedifferens
Serie 9	Momentum * SSVX
Serie 10	Skillnaden mellan eget kapital och marknadsvärdet (BM)
Serie 11	BM * Kreditrisk
Serie 12	BM * Direkt avkastning
Serie 13	BM * Termin räntedifferens
Serie 14	BM * SSVX
Serie 15	Storleksfaktorn
Serie 16	Storleksfaktorn * Kreditrisk
Serie 17	Storleksfaktorn * Direkt avkastning
Serie 18	Storleksfaktorn * Termin räntedifferens
Serie 19	Storleksfaktorn * SSVX

OLS-regressioner:

Automobiles and Components Index

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
SERIES01	-7.616316	10.97333	-0.694075	0.4917
SERIES02	-71.64825	42.07776	-1.702758	0.0966
SERIES03	-6.104635	54.47102	-0.112071	0.9113
SERIES04	-6.548593	39.38702	-0.166263	0.8688
SERIES05	6.213697	15.31774	0.405654	0.6872
SERIES06	-0.314804	0.947882	-0.332113	0.7416
SERIES07	2.621347	3.188784	0.822052	0.4160
SERIES08	-2.638797	4.503453	-0.585950	0.5613
SERIES09	-1.079452	3.290168	-0.328084	0.7446
SERIES10	-2.012627	3.379926	-0.595465	0.5550
SERIES11	-0.014104	0.319408	-0.044155	0.9650
SERIES12	-0.063687	1.054892	-0.060373	0.9522
SERIES13	-0.097036	0.689100	-0.140815	0.8887
SERIES14	0.528199	0.547983	0.963897	0.3410
SERIES15	2.903566	1.062660	2.732357	0.0094
SERIES16	-0.102746	0.095865	-1.071778	0.2904
SERIES17	-0.633935	0.258148	-2.455701	0.0186
SERIES18	-0.247804	0.266159	-0.931034	0.3576
SERIES19	-0.206400	0.205780	-1.003013	0.3220
C	208.3799	155.2269	1.342421	0.1872

R-squared	0.390436	Mean dependent var	0.232990
Adjusted R-squared	0.093469	S.D. dependent var	7.188494

Banks Index

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
SERIES01	-2.644722	3.796970	-0.696535	0.4895
SERIES02	-1.082896	8.642909	-0.125293	0.9008
SERIES15	0.789932	0.577477	1.367901	0.1778
SERIES16	-0.013735	0.045972	-0.298770	0.7664
SERIES17	0.018518	0.125080	0.148047	0.8829
SERIES03	-23.65680	12.79238	-1.849289	0.0707
SERIES10	-2.160922	2.060576	-1.048698	0.2997
SERIES11	0.297416	0.202404	1.469422	0.1484
SERIES12	0.716323	0.624016	1.147924	0.2568
SERIES18	-0.239828	0.134683	-1.780684	0.0814
SERIES13	0.247368	0.385393	0.641859	0.5241
C	83.10942	50.47696	1.646482	0.1063

R-squared	0.284756	Mean dependent var	0.289155
Adjusted R-squared	0.117358	S.D. dependent var	5.301264

Commercial Services and Supplies Index

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
SERIES01	-9.076997	7.181563	-1.263931	0.2138
SERIES02	-39.20922	23.01591	-1.703570	0.0964
SERIES03	-0.072554	27.01929	-0.002685	0.9979
SERIES04	-26.29114	19.70938	-1.333941	0.1900
SERIES05	22.24321	17.77064	1.251683	0.2181
SERIES06	2.556667	1.134259	2.254043	0.0299
SERIES07	0.022763	2.664675	0.008543	0.9932

SERIES08	-4.927381	4.369907	-1.127571	0.2664
SERIES09	-1.687576	3.634024	-0.464382	0.6450
SERIES10	0.285854	2.819258	0.101393	0.9198
SERIES11	-0.178931	0.273206	-0.654931	0.5164
SERIES12	-0.834478	0.875045	-0.953640	0.3461
SERIES13	0.346917	0.613754	0.565237	0.5751
SERIES14	-0.157871	0.526148	-0.300051	0.7657
SERIES15	4.140768	1.488518	2.781806	0.0183
SERIES16	0.170387	0.104489	1.630664	0.1110
SERIES17	-0.387847	0.185768	-2.087799	0.0434
SERIES18	-0.420206	0.267167	-1.572823	0.1238
SERIES19	-0.497040	0.267832	-1.855787	0.0711
C	191.0267	94.54630	2.020457	0.0502

R-squared 0.525201 Mean dependent var -0.068915
Adjusted R-squared 0.293889 S.D. dependent var 6.997253

Consumer Services

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
SERIES01	-6.034931	8.271477	-0.729607	0.4696
SERIES02	-0.567196	23.24207	-0.024404	0.9806
SERIES04	-11.73931	22.57590	-0.519993	0.6057
SERIES05	-11.93948	13.76970	-0.867084	0.3907
SERIES06	1.922432	0.864788	2.223009	0.0315
SERIES07	1.941981	2.126374	0.913283	0.3662
SERIES09	1.171131	2.631665	0.445015	0.6585
SERIES10	2.096684	2.408202	0.870643	0.3888
SERIES11	-0.031670	0.263414	-0.120229	0.9049
SERIES12	0.144074	0.871012	0.165410	0.8694
SERIES14	-0.495940	0.361442	-1.372114	0.1771
SERIES15	-0.181575	0.725717	-0.250201	0.8036
SERIES16	0.142027	0.051064	2.781373	0.0180
SERIES17	0.254985	0.168820	1.510394	0.1383
SERIES19	-0.053277	0.137424	-0.387682	0.7002
C	85.99542	117.1449	0.734095	0.4669

R-squared 0.380472 Mean dependent var 1.361929
Adjusted R-squared 0.164358 S.D. dependent var 6.361281

Consumer Durables

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
SERIES01	-3.257923	9.922586	-0.328334	0.7444
SERIES02	-33.99570	30.74441	-1.105752	0.2756
SERIES03	-40.23945	34.37139	-1.170725	0.2488
SERIES04	-11.45253	23.79385	-0.481323	0.6330
SERIES05	-6.629052	16.18086	-0.409685	0.6843
SERIES06	-0.059308	1.005384	-0.058990	0.9533
SERIES07	0.017578	2.780235	0.006323	0.9950
SERIES08	1.231992	3.563782	0.345698	0.7314
SERIES09	-0.231949	2.605045	-0.089038	0.9295
SERIES10	-2.252073	3.259035	-0.691025	0.4936
SERIES11	0.081585	0.288815	0.282480	0.7791
SERIES12	-0.248805	0.953381	-0.260971	0.7955
SERIES13	1.328893	0.589964	2.252501	0.0300
SERIES14	-0.582736	0.463532	-1.257166	0.2162

SERIES15	1.810214	1.042125	1.737042	0.0903
SERIES16	0.000380	0.067584	0.005621	0.9955
SERIES17	-0.437980	0.238840	-1.833780	0.0743
SERIES18	-0.230530	0.218891	-1.053173	0.2987
SERIES19	-0.130626	0.197565	-0.661179	0.5124
C	257.1060	132.4574	1.941047	0.0595

R-squared	0.537523	Mean dependent var	0.613470
Adjusted R-squared	0.312213	S.D. dependent var	7.288966

Energi Index

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
SERIES01	-3.397887	14.56777	-0.233247	0.8168
SERIES02	-39.05978	46.02588	-0.848648	0.4013
SERIES03	-23.55241	49.69987	-0.473893	0.6382
SERIES04	-14.57174	40.55196	-0.359335	0.7213
SERIES05	-9.922246	13.71723	-0.723342	0.4738
SERIES06	1.637948	1.078565	1.518637	0.1369
SERIES07	2.385610	3.179469	0.750317	0.4576
SERIES08	2.166061	3.511624	0.616826	0.5409
SERIES09	-1.185139	3.258333	-0.363725	0.7180
SERIES10	7.577767	5.903789	1.283543	0.2069
SERIES11	-0.526978	0.606955	-0.868232	0.3906
SERIES12	-1.726485	1.921445	-0.898534	0.3744
SERIES13	-1.369810	1.142611	-1.198842	0.2378
SERIES14	0.111981	1.017995	0.110002	0.9130
SERIES15	1.684896	2.116666	0.796014	0.4308
SERIES16	0.142617	0.157756	0.904039	0.3715
SERIES17	-0.190790	0.470891	-0.405168	0.6876
SERIES18	0.000479	0.373587	0.001281	0.9990
SERIES19	-0.318573	0.360638	-0.883359	0.3825
C	248.8534	174.2208	1.428379	0.1611

R-squared	0.246792	Mean dependent var	2.564595
Adjusted R-squared	-0.120155	S.D. dependent var	11.47721

Capital Goods Index

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
SERIES01	-12.36061	6.451801	-1.915838	0.0620
SERIES02	-34.74899	20.25620	-1.715474	0.0935
SERIES04	-12.43217	13.43727	-0.925201	0.3600
SERIES05	-2.480724	10.68306	-0.232211	0.8175
SERIES06	1.959118	0.619838	3.160694	0.0129
SERIES07	2.618156	1.691322	1.547994	0.1290
SERIES09	-0.862157	2.195633	-0.392669	0.6965
SERIES10	-0.878209	1.745185	-0.503218	0.6174
SERIES11	-0.137517	0.178426	-0.770723	0.4451
SERIES12	-0.326063	0.613179	-0.531758	0.5976
SERIES14	0.287473	0.276663	1.039072	0.3046
SERIES15	0.953682	0.631468	1.510261	0.1383
SERIES16	0.064376	0.042687	1.508077	0.1388
SERIES17	-0.065765	0.135335	-0.485941	0.6295
SERIES19	-0.188149	0.123253	-1.526518	0.1342
C	132.4395	78.56274	1.685780	0.0991

R-squared	0.513406	Mean dependent var	0.495964
Adjusted R-squared	0.343665	S.D. dependent var	4.777577

Materials Index

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
SERIES01	-3.667735	8.490038	-0.432005	0.6681
SERIES02	-13.37830	27.62488	-0.484284	0.6309
SERIES03	-18.10877	28.46202	-0.636243	0.5283
SERIES04	6.796092	20.07141	0.338596	0.7367
SERIES05	-2.494530	10.67662	-0.233644	0.8165
SERIES06	0.709351	0.947150	0.748932	0.4584
SERIES07	-0.348943	2.772386	-0.125864	0.9005
SERIES08	-0.341391	3.523333	-0.096894	0.9233
SERIES09	0.225960	2.251533	0.100358	0.9206
SERIES10	-1.627710	2.073378	-0.785052	0.4372
SERIES11	0.266429	0.199767	1.333702	0.1900
SERIES12	0.667994	0.676682	0.987161	0.3296
SERIES13	0.560122	0.409285	1.368538	0.1790
SERIES14	-0.368839	0.342941	-1.075518	0.2888
SERIES15	0.725991	0.919125	0.789872	0.4344
SERIES16	0.045552	0.052391	0.869455	0.3899
SERIES17	-0.143764	0.194814	-0.737957	0.4650
SERIES18	-0.184244	0.164981	-1.116762	0.2709
SERIES19	0.064492	0.140965	0.457501	0.6498
C	101.2983	82.76240	1.223966	0.2283

R-squared	0.468366	Mean dependent var	1.070157
Adjusted R-squared	0.209365	S.D. dependent var	4.515284

Media Index

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
SERIES01	-3.058672	9.695837	-0.315462	0.7541
SERIES02	-22.65963	26.68462	-0.849165	0.4010
SERIES03	15.56340	37.28602	0.417406	0.6787
SERIES04	-32.04918	23.69752	-1.352428	0.1840
SERIES05	-5.294251	10.50735	-0.503862	0.6172
SERIES06	1.354692	0.803992	1.684956	0.1000
SERIES07	2.443975	2.142508	1.140708	0.2609
SERIES08	-0.153865	2.184466	-0.070436	0.9442
SERIES09	-0.349245	2.282016	-0.153042	0.8792
SERIES10	0.188920	3.965491	0.047641	0.9622
SERIES11	-0.134136	0.405541	-0.330759	0.7426
SERIES12	-0.663247	1.353003	-0.490204	0.6267
SERIES13	1.128932	0.802974	1.405938	0.1677
SERIES14	-0.819806	0.628518	-1.304348	0.1998
SERIES15	0.895334	2.097973	0.426761	0.6719
SERIES16	0.099475	0.090602	1.097936	0.2790
SERIES17	0.160609	0.284770	0.563998	0.5760
SERIES18	0.265522	0.403467	0.658100	0.5143
SERIES19	-0.431204	0.319507	-1.349593	0.1849
C	170.1527	188.6032	0.902173	0.3725

R-squared	0.560763	Mean dependent var	1.013700
Adjusted R-squared	0.346775	S.D. dependent var	9.888247

Real Estate Index

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob
SERIE 1	-13,593	6,007	-2,263	0,029
SERIE 2	-17,401	18,487	-0,941	0,352
SERIE 3	25,091	28,395	0,884	0,382
SERIE 4	-16,928	15,003	-1,128	0,265
SERIE 5	-9,674	9,886	-0,979	0,333
SERIE 6	1,676	0,846	1,980	0,054
SERIE 7	1,723	2,381	0,724	0,473
SERIE 8	0,160	3,635	0,044	0,965
SERIE 9	0,566	2,203	0,257	0,798
SERIE 15	0,082	0,398	0,207	0,837
SERIE 16	0,024	0,040	0,612	0,544
SERIE 17	-0,013	0,108	-0,117	0,908
SERIE 18	0,258	0,128	2,018	0,050
SERIE 19	-0,135	0,088	-1,545	0,129
C	89,634	74,806	1,198	0,237

R-squared	0.48872	Mean dependent var	1.285
Adjusted R-squared	0.32604	S.D. dependent var	3.294

WLS-regressioner:

Diversified Financials Index

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
SERIES03	-12.71942	21.82373	-0.582825	0.5628
SERIES04	-12.85279	17.77945	-0.722901	0.4733
SERIES05	-10.09381	6.135806	-1.645067	0.1066
SERIES08	0.422181	2.522377	0.167374	0.8678
SERIES09	1.879883	2.146794	0.875670	0.3857
SERIES10	-0.337968	1.843900	-0.183290	0.8554
SERIES13	0.324269	0.536802	0.604076	0.5487
SERIES14	-0.195072	0.412949	-0.472387	0.6388
SERIES01	-1.266210	3.302521	-0.383407	0.7031
SERIES06	0.120308	0.467704	0.257231	0.7981
SERIES11	-0.046500	0.115416	-0.402886	0.6889
C	104.7339	53.58134	1.954671	0.0566

R-squared	0.366876	Mean dependent var	0.099944
Adjusted R-squared	0.218698	S.D. dependent var	6.923679

Food, Beverage and Tobacco Index

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
SERIES01	0.996104	6.525227	0.152654	0.8795
SERIES02	21.71774	18.71783	1.160270	0.2530
SERIES03	19.72881	23.05013	0.855909	0.3973
SERIES04	3.320907	16.05083	0.206899	0.8372
SERIES05	11.15622	9.073165	1.229584	0.2262
SERIES06	0.369973	0.787667	0.469708	0.6412
SERIES07	-3.440652	2.101157	-1.637504	0.1096
SERIES08	-3.149588	2.584604	-1.218596	0.2303
SERIES09	0.860737	1.700761	0.506089	0.6156
SERIES10	0.631027	2.026682	0.311360	0.7572
SERIES11	0.255084	0.189929	1.343052	0.1870
SERIES12	0.667074	0.642566	1.038141	0.3056
SERIES13	-0.170930	0.402027	-0.425169	0.6731

SERIES14	-0.208164	0.344975	-0.603418	0.5497
SERIES15	0.186758	0.734303	0.254333	0.8006
SERIES16	0.051981	0.049276	1.054895	0.2980
SERIES17	-0.144125	0.172626	-0.834896	0.4089
SERIES18	-0.126828	0.139308	-0.910413	0.3682
SERIES19	0.087446	0.103683	0.843401	0.4041
C	-107.8101	75.00856	-1.437304	0.1586

R-squared	0.446445	Mean dependent var	1.549883
Adjusted R-squared	0.176764	S.D. dependent var	4.434603

Food and Staples Retailing Index

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
SERIES01	4.883863	8.837418	0.552635	0.5837
SERIES02	40.34759	24.90046	1.620355	0.1132
SERIES03	39.61808	30.18531	1.312496	0.1970
SERIES04	32.02434	19.85280	1.613089	0.1148
SERIES05	18.63614	9.271860	2.009968	0.0514
SERIES06	-0.679506	0.760458	-0.893548	0.3770
SERIES07	-5.002355	2.073911	-2.412039	0.0207
SERIES08	-3.574218	2.391003	-1.494861	0.1430
SERIES09	1.090618	1.658005	0.657790	0.5145
SERIES10	-3.023238	3.277703	-0.922365	0.3620
SERIES11	0.282059	0.326460	0.863993	0.3929
SERIES12	1.282656	1.024305	1.252221	0.2179
SERIES13	-0.056324	0.667630	-0.084364	0.9332
SERIES14	0.283611	0.512675	0.553199	0.5833
SERIES15	-1.589272	1.180639	-1.346111	0.1860
SERIES16	-0.054943	0.074618	-0.736320	0.4659
SERIES17	0.020362	0.265028	0.076830	0.9392
SERIES18	0.054179	0.219716	0.246587	0.8065
SERIES19	0.447100	0.192932	2.317396	0.0258
C	-311.6967	112.8857	-2.761172	0.0187

R-squared	0.381629	Mean dependent var	1.918830
Adjusted R-squared	0.080372	S.D. dependent var	7.140200

Health Care Equipment and Services Index

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
SERIES02	-1.078497	15.04185	-0.071700	0.9432
SERIES03	33.63246	50.49100	0.666108	0.5089
SERIES04	-47.12654	36.83716	-1.279321	0.2076
SERIES07	-2.454349	1.616420	-1.518385	0.1362
SERIES08	-9.404809	4.764240	-1.974042	0.0548
SERIES09	6.117143	3.741459	1.634962	0.1094
SERIES10	4.013886	2.498406	1.606579	0.1155
SERIES12	-0.171950	0.421576	-0.407875	0.6854
SERIES13	-0.045349	0.540952	-0.083832	0.9336
SERIES14	-0.763329	0.530960	-1.437640	0.1578
SERIES05	9.678070	10.83249	0.893430	0.3766
SERIES15	2.295064	0.807057	2.843745	0.0168
SERIES17	-0.216660	0.124955	-1.733900	0.0901
SERIES18	-0.507873	0.212313	-2.392098	0.0212
SERIES19	0.008839	0.144287	0.061260	0.9514
C	115.0092	100.9454	1.139320	0.2609

R-squared	0.346781	Mean dependent var	0.890790
Adjusted R-squared	0.118914	S.D. dependent var	6.459864

Insurances Index

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
SERIES02	27.55278	19.29964	1.427632	0.1606
SERIES03	-71.01197	46.73837	-1.519350	0.1360
SERIES04	-9.431723	27.82428	-0.338975	0.7363
SERIES05	3.841813	13.43463	0.285964	0.7763
SERIES07	-3.920908	2.171862	-1.805321	0.0780
SERIES08	-2.735151	3.121524	-0.876223	0.3858
SERIES09	1.888765	2.162549	0.873398	0.3873
SERIES10	-5.002858	4.853959	-1.030676	0.3085
SERIES12	1.732113	0.799611	2.166195	0.0359
SERIES13	-1.519103	1.185298	-1.281621	0.2068
SERIES14	1.725218	0.964169	1.789331	0.0806
SERIES15	2.128921	1.879163	1.132909	0.2635
SERIES17	0.171688	0.247335	0.694151	0.4913
SERIES18	-0.744137	0.442775	-1.680622	0.1001
SERIES19	0.054678	0.291752	0.187412	0.8522
C	276.7039	158.4896	1.745880	0.0880

R-squared	0.487463	Mean dependent var	-0.340795
Adjusted R-squared	0.308671	S.D. dependent var	15.13152

Pharmaceutical, Biotechnology and Life Science Index

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
SERIES01	0.222313	10.72076	0.020737	0.9836
SERIES02	8.546158	26.47744	0.322771	0.7486
SERIES03	-41.43074	48.93370	-0.846671	0.4023
SERIES04	3.477828	44.83287	0.077573	0.9386
SERIES05	-15.79931	14.93191	-1.058091	0.2965
SERIES06	-0.280203	1.453961	-0.192717	0.8482
SERIES07	-0.359368	2.145742	-0.167479	0.8679
SERIES08	1.310241	5.394243	0.242896	0.8094
SERIES09	1.971484	4.594814	0.429067	0.6702
SERIES10	0.665418	3.360261	0.198026	0.8441
SERIES11	0.165033	0.315373	0.523295	0.6037
SERIES12	0.719827	1.028771	0.699696	0.4883
SERIES13	-0.620893	0.583471	-1.064138	0.2938
SERIES14	0.097140	0.463429	0.209611	0.8351
SERIES15	0.000103	1.686210	6.14E-05	1.0000
SERIES16	-0.039458	0.075719	-0.521118	0.6052
SERIES17	0.112434	0.277252	0.405530	0.6873
SERIES18	-0.311668	0.261118	-1.193589	0.2398
SERIES19	0.237017	0.228101	1.039087	0.3052
C	153.7481	219.7712	0.699582	0.4883

R-squared	0.307170	Mean dependent var	0.219992
Adjusted R-squared	-0.030362	S.D. dependent var	6.125501

Retailing Index

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob
SERIE 1	-0,606	13,016	-0,047	0,963
SERIE 2	-3,558	32,732	-0,109	0,914
SERIE 3	-3,251	25,862	-0,126	0,901
SERIE 4	-12,708	19,100	-0,665	0,509

SERIE 5	-12,152	11,998	-1,013	0,317
SERIE 6	1,267	1,525	0,831	0,411
SERIE 7	-0,607	4,193	-0,145	0,886
SERIE 8	-6,279	3,455	-1,817	0,076
SERIE 9	3,483	2,707	1,287	0,205
SERIE 15	0,094	0,813	0,115	0,909
SERIE 16	0,126	0,076	1,649	0,106
SERIE 17	0,052	0,213	0,244	0,808
SERIE 18	-0,772	0,283	-2,728	0,009
SERIE 19	0,276	0,183	1,507	0,139
C	158,602	96,782	1,639	0,108

R-squared	0.44573	Mean dependent var	0.384
Adjusted R-squared	0.26937	S.D. dependent var	6.750

Software and Services Index

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
SERIES01	14.79012	13.74327	1.076172	0.2885
SERIES02	5.013240	39.45870	0.127050	0.8996
SERIES03	37.17748	38.42766	0.967467	0.3393
SERIES04	-14.82391	30.98074	-0.478488	0.6350
SERIES05	8.336902	14.33514	0.581571	0.5642
SERIES06	1.042189	0.720709	1.446061	0.1561
SERIES07	-0.185892	1.845592	-0.100722	0.9203
SERIES08	-3.878048	2.260981	-1.715206	0.0942
SERIES09	1.051415	2.243438	0.468662	0.6419
SERIES10	-7.274702	5.669127	-1.283214	0.2070
SERIES11	0.413451	0.533830	0.774499	0.4433
SERIES12	1.949603	1.804209	1.080586	0.2865
SERIES13	0.105556	1.144922	0.092195	0.9270
SERIES14	0.779547	0.893107	0.872848	0.3881
SERIES15	0.036511	2.147484	0.017002	0.9865
SERIES16	0.317134	0.139878	2.267211	0.0290
SERIES17	0.465446	0.427457	1.088871	0.2829
SERIES18	0.218968	0.389514	0.562158	0.5772
SERIES19	-0.163340	0.408494	-0.399858	0.6914
C	14.70804	159.0296	0.092486	0.9268

R-squared	0.630327	Mean dependent var	-1.369907
Adjusted R-squared	0.450230	S.D. dependent var	14.91953

Technology Index

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
SERIES01	1.741794	13.92555	0.125079	0.9011
SERIES02	-20.72877	39.61116	-0.523306	0.6037
SERIES03	-2.901377	57.60138	-0.050370	0.9601
SERIES04	-67.05440	36.01716	-1.861735	0.0702
SERIES05	2.003258	11.20427	0.178794	0.8590
SERIES06	1.523653	0.807174	1.887640	0.0665
SERIES07	0.109308	1.951481	0.056013	0.9556
SERIES08	-4.142195	2.479956	-1.670270	0.1029
SERIES09	2.009195	2.285057	0.879276	0.3846
SERIES10	-6.469580	6.578634	-0.983423	0.3315
SERIES11	0.364430	0.617980	0.589713	0.5588
SERIES12	1.905553	2.085291	0.913807	0.3664

SERIES13	-1.295764	1.383482	-0.936597	0.3547
SERIES14	1.770753	1.074377	1.648168	0.1074
SERIES15	3.106764	2.474155	1.255687	0.2167
SERIES16	0.196121	0.153591	1.276903	0.2092
SERIES17	0.155736	0.425243	0.366229	0.7162
SERIES18	-0.140447	0.538573	-0.260777	0.7956
SERIES19	-0.585855	0.452892	-1.293587	0.2034
C	393.5975	239.0561	1.646465	0.1077

R-squared	0.572448	Mean dependent var	-0.104404
Adjusted R-squared	0.364154	S.D. dependent var	16.59857

Telecommunication Services Index

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
SERIES01	-5.968832	6.577855	-0.907413	0.3688
SERIES02	-11.58865	15.16306	-0.764269	0.4485
SERIES04	-30.84055	15.02220	-2.052999	0.0457
SERIES05	-16.81715	7.975657	-2.108559	0.0403
SERIES06	0.713689	0.764397	0.933662	0.3553
SERIES07	1.346337	1.706765	0.788824	0.4342
SERIES09	2.925616	1.631081	1.793666	0.0793
SERIES10	-1.203108	3.849190	-0.312561	0.7560
SERIES11	-0.349448	0.349041	-1.001166	0.3219
SERIES12	-0.475978	1.110848	-0.428481	0.6703
SERIES14	0.306157	0.632142	0.484316	0.6304
C	167.7596	70.59262	2.376447	0.0216

R-squared	0.353805	Mean dependent var	-0.183461
Adjusted R-squared	0.202568	S.D. dependent var	10.29152

Transportation Index

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
SERIES01	-2.420246	8.426209	-0.287228	0.7753
SERIES02	-27.67844	31.61056	-0.875607	0.3861
SERIES04	-9.837625	20.21172	-0.486729	0.6289
SERIES05	5.871962	13.52774	0.434068	0.6664
SERIES06	0.891005	0.594757	1.498099	0.1414
SERIES07	1.711662	1.897360	0.902129	0.3720
SERIES09	-2.043848	2.829621	-0.722305	0.4740
SERIES10	2.025970	3.207133	0.631708	0.5309
SERIES11	0.005673	0.312672	0.018143	0.9856
SERIES12	-0.632169	1.099479	-0.574971	0.5683
SERIES14	-0.294103	0.497382	-0.591303	0.5574
SERIES15	1.195023	1.125491	1.061779	0.2943
SERIES16	0.109739	0.085552	1.282726	0.2065
SERIES17	-0.000854	0.270157	-0.003160	0.9975
SERIES19	-0.263951	0.197472	-1.336649	0.1884
C	99.51221	114.4002	0.869860	0.3892

R-squared	0.382655	Mean dependent var	0.652845
Adjusted R-squared	0.167303	S.D. dependent var	7.732661

Bilaga 2 Vikterna i minsta varians portföljen

Index	200401	200402	200403	200404	200405	200406	200407	200408	200409	200410	200411	200412
Automobile	3,7%	3,7%	5,5%	4,5%	4,3%	3,8%	4,9%	3,9%	3,3%	3,6%	4,3%	4,7%
Banks	12,2%	12,4%	8,3%	8,3%	8,7%	11,4%	11,8%	12,4%	13,6%	13,8%	11,7%	11,9%
Capital Goods	41,7%	41,5%	40,6%	42,2%	40,5%	41,9%	36,8%	41,0%	42,1%	41,0%	39,9%	38,7%
Commercial Services	9,2%	9,3%	5,1%	7,5%	8,6%	9,5%	11,3%	12,7%	11,6%	11,3%	10,2%	10,6%
Consumer durables	-5,0%	-4,9%	-6,9%	-7,1%	-6,7%	-5,4%	-9,0%	-8,0%	-6,4%	-6,7%	-6,8%	-7,9%
Consumer services	5,6%	5,6%	4,5%	4,6%	4,5%	5,4%	6,1%	6,4%	6,2%	6,4%	6,0%	6,3%
Diversified financials	-6,0%	-6,2%	-3,8%	-4,7%	-6,2%	-6,3%	-6,5%	-7,4%	-6,4%	-6,6%	-7,1%	-7,5%
Energy	-1,7%	-1,7%	-3,3%	-3,4%	-3,9%	-2,3%	-4,7%	-3,9%	-2,5%	-2,6%	-3,0%	-3,8%
Food and staples	-1,6%	-1,6%	-2,0%	-1,4%	-1,6%	-1,7%	-0,1%	-0,2%	-0,5%	-0,4%	-1,3%	-1,0%
Food beverage	11,5%	11,4%	16,1%	15,5%	18,3%	13,6%	8,4%	9,0%	7,2%	6,5%	12,2%	11,8%
Health care	-0,7%	-0,6%	-0,4%	0,3%	1,0%	-0,1%	1,5%	1,2%	0,1%	-0,1%	-0,2%	0,0%
Insurance	-10,6%	-10,6%	-9,4%	-9,6%	-9,3%	-10,3%	-11,0%	-11,6%	-11,6%	-11,8%	-10,9%	-11,3%
Materials	7,9%	7,9%	8,7%	7,7%	7,1%	7,2%	14,6%	10,3%	9,3%	10,6%	9,5%	10,5%
Media	-8,3%	-8,2%	-10,0%	-9,5%	-9,1%	-8,3%	-6,9%	-6,5%	-6,9%	-6,8%	-7,6%	-6,8%
Pharmaceutical	13,0%	12,9%	14,1%	13,7%	13,7%	13,1%	11,9%	11,5%	11,6%	11,5%	12,1%	11,0%
Real estate	29,7%	29,8%	31,4%	29,5%	26,8%	28,4%	28,9%	27,9%	29,4%	30,2%	29,6%	30,1%
Retailing	1,9%	1,8%	2,8%	3,9%	4,4%	2,4%	5,0%	4,4%	3,1%	3,3%	3,3%	4,2%
Software	-13,1%	-13,1%	-11,7%	-12,6%	-12,6%	-13,1%	-13,5%	-14,2%	-14,1%	-14,0%	-13,6%	-14,0%
Technology	0,5%	0,6%	0,8%	1,0%	1,9%	0,9%	0,9%	1,3%	0,3%	0,4%	1,5%	2,0%
Telecommunication	24,5%	24,5%	23,9%	23,3%	22,4%	23,9%	21,9%	22,5%	23,9%	23,8%	23,3%	22,7%
Transportation	-14,5%	-14,5%	-14,4%	-13,6%	-13,0%	-14,2%	-12,3%	-12,5%	-13,3%	-13,2%	-13,3%	-12,3%

Index	200501	200502	200503	200504	200505	200506	200507	200508	200509	200510	200511
Automobile	4,4%	5,0%	5,6%	6,1%	4,8%	4,0%	4,8%	4,9%	4,8%	4,1%	3,4%
Banks	11,5%	10,6%	9,8%	8,2%	9,3%	11,6%	10,0%	9,2%	9,6%	11,3%	13,0%
Capital Goods	41,1%	39,9%	36,8%	35,1%	42,5%	41,9%	40,9%	40,2%	39,9%	41,1%	41,7%
Commercial Services	10,1%	9,9%	9,9%	8,9%	8,6%	9,2%	8,7%	9,1%	9,5%	9,7%	8,9%
Consumer durables	-7,4%	-8,4%	-9,1%	-9,2%	-8,0%	-5,8%	-7,7%	-8,0%	-7,7%	-6,0%	-4,2%
Consumer services	6,1%	6,3%	6,5%	5,6%	5,5%	5,8%	6,2%	6,5%	6,3%	6,0%	5,3%
Diversified financials	-7,1%	-7,3%	-7,6%	-7,5%	-6,7%	-6,5%	-7,4%	-8,2%	-7,3%	-7,0%	-5,7%
Energy	-3,3%	-3,8%	-4,4%	-4,9%	-3,5%	-2,1%	-3,0%	-3,5%	-3,4%	-2,3%	-1,2%
Food and staples	-1,1%	-1,0%	-1,2%	-2,0%	-1,9%	-1,6%	-1,5%	-1,7%	-1,7%	-1,7%	-1,5%
Food beverage	12,2%	12,1%	12,7%	15,4%	14,1%	11,7%	12,4%	13,9%	13,3%	12,1%	10,9%
Health care	0,0%	0,0%	0,2%	0,9%	0,3%	-0,4%	0,1%	0,5%	0,3%	-0,2%	-0,9%
Insurance	-11,3%	-11,1%	-10,7%	-9,8%	-10,4%	-10,6%	-10,6%	-10,4%	-10,5%	-10,7%	-10,5%
Materials	8,8%	10,3%	12,2%	12,6%	8,4%	8,2%	9,4%	9,2%	9,6%	8,6%	7,6%
Media	-7,3%	-7,3%	-7,3%	-7,7%	-8,4%	-8,3%	-8,1%	-7,7%	-7,8%	-8,0%	-8,4%
Pharmaceutical	11,5%	11,0%	10,4%	10,9%	12,4%	12,9%	12,9%	12,7%	12,8%	13,0%	13,0%
Real estate	29,8%	30,9%	32,0%	32,3%	30,6%	30,0%	31,0%	30,6%	30,1%	29,8%	29,9%
Retailing	3,7%	4,5%	5,3%	5,8%	4,2%	2,5%	3,9%	4,5%	4,1%	2,6%	1,3%
Software	-13,9%	-14,1%	-14,1%	-13,6%	-13,1%	-13,1%	-13,0%	-13,2%	-13,3%	-13,2%	-13,0%
Technology	1,9%	2,1%	2,4%	2,3%	1,4%	0,8%	1,4%	1,9%	1,6%	1,1%	0,2%
Telecommunication	23,1%	22,7%	22,2%	22,0%	23,2%	24,1%	23,1%	22,5%	22,8%	23,8%	25,0%
Transportation	-12,9%	-12,2%	-11,7%	-11,5%	-13,2%	-14,3%	-13,5%	-12,9%	-13,1%	-14,0%	-14,8%