



HANDELSHÖGSKOLAN
vid Göteborgs Universitet
Företagsekonomiska institutionen



03/04:8

Analys av riskpremien på den svenska marknaden

*-Framräknandet av en oviktad riskpremie samt sambandet mellan beta
och avkastning i CAPM*

Seminariearbete C-nivå i Företagsekonomi
Finansiell företagsstyrning
Handelshögskolan vid Göteborgs Universitet
Höstterminen 2003

Författare:
Pär Davidsson 1977
Jonas Rutgerson 1979

Handledare:
Anders Axvärn

Förord

Efter kurserna i Företagsvärdering samt Corporate finance bestämde vi oss tidigt för vilket ämnesområde vi ämnade avhandla. Detta berodde till stor del på de livliga diskussioner som uppstod under seminarierna i Företagsvärderingskursen då det visade sig få stor inverkan på slutresultatet i seminarieuppgifterna beroende på vilken riskpremie man beslutade sig för att använda. Samtidigt gick åsikterna isär hur denna skulle beräknas för att nå ett så rättvisande resultat som möjligt.

Med hjälp av tilldelat datamaterial, diverse litteratur samt ett antal forskningsartiklar tog vi oss med iver an uppgiften. Under arbetets gång har vi dock stött på patrull ett antal gånger varför vi här vill rikta ett tack till vår handledare Anders Axvärn samt ett särskilt tack till Adri De Ridder för hans hjälp under stunder då allt tycks gå emot oss.

Göteborg måndagen den 9 februari 2004

Pär Davidsson

Jonas Rutgeron

Sammanfattning

Författare: Pär Davidsson och Jonas Rutgeron

Handledare: Anders Axvärn

Bakgrund: Marknadens riskpremie är en central och oerhört viktig ekonomisk variabel vid investerings- och värderingsbeslut. Som del i CAPM används den för att formulera avkastningskravet för eget kapital. Hur marknadens riskpremie skall skattas har länge varit ett flitigt debatterat ämne bland såväl praktiker som akademiker. Lika många varianter av skattningar, lika många olika resultat redovisas. En oviktad riskpremie som är mer passande för ett företags unika marknad kan vara en variant istället för den traditionellt viktade.

För att ett avkastningskrav skall kunna skattas förutsätter CAPM att det finns ett samband mellan avkastningen och risken mätt i β . Genom att genomföra tester på sambandet mellan avkastningen och β -värdet går det att kontrollera huruvida detta samband existerar på den svenska börsen.

Syfte: Syftet med uppsatsen är tvåfaldigt. För det första, att beräkna riskpremien för ett oviktat index, och för det andra att klargöra sambandet mellan risken mätt i β och avkastningen för ett urval av svenska börsnoterade företag.

Tillvägagångssätt: Uppsatsen är av kvantitativ art. Med hjälp av ett dataunderlag där marknadens avkastning, den riskfria räntan samt värdet förändring för 31 svenska företag presenterades genomförde vi statistiska tester för att nå resultat på vår frågeställning. Testerna genomfördes i statistikprogrammet SPSS samt Excel.

Resultat: En oviktad portfölj ($r_p - r_f$) ger i det här fallet en högre riskpremie i samtliga perioder vid jämförelse med marknaden ($r_m - r_f$). Medelvärdena är signifikant skilda från varandra vid en 95 % -nivå vid fyra av fem perioder vilket indikerar att den oviktade premien, i detta fall, ger en högre historisk avkastning.

Några trender kan inte påvisas huruvida ($r_p - r_z$) har ett speciellt förhållande gentemot ($r_p - r_f$) samt ($r_m - r_f$) trots att sambandet $r_z > r_f$ gäller. En analys med ett större urval hade möjligtvis kunnat påvisa detta samband.

Redovisade resultat tyder på ett starkt samband mellan β -värde och avkastning, då tester med värden från *samma* period genomförs. Förklaringsgrader för tre av fyra perioder ligger kring 0,8 och tyder på att ett högre β -värde i dessa fall ger en högre avkastning.

Våra utfall visar inget starkt samband mellan det beräknade β -värdet och det verkliga *framtida* utfallet av avkastningen. En förklaring till resultatet kan bero på att studerade tidsperioder är för långa och oexakta. Kortare perioder och månadsdata hade möjligtvis gett ett annorlunda resultat.

Innehållsförteckning

1	Inledning	1
1.1	Problemdiskussion	2
1.1.1	Framtagandet av en riskpremie	3
1.1.2	Sambandet mellan β -värdet och avkastningen	4
1.2	Syfte	5
1.3	Avgränsning	5
1.4	Uppsatsens disposition	5
2	Tidigare studier inom ämnesområdet	6
2.1	Studier kring riskpremien	6
2.1.1	Amerikanska studier	6
2.1.2	Svenska studier	7
2.2	Studier kring sambandet mellan β -värdet och avkastningen	8
2.2.1	Black, Jensen och Scholes samt Black test av CAPM	8
2.2.2	Fama och MacBeth test av CAPM	9
2.2.3	Rolls kritik	10
3	Tillvägagångssätt	11
3.1	Dataunderlaget – basen till resultatet	11
3.1.1	Portföljen av företag	11
3.1.2	Komplettering av datamaterial	12
3.1.3	Avkastningsberäkning	13
3.1.4	Definition av den riskfria räntan	14
3.2	Tillvägagångssätt vid framtagande av en oviktad riskpremie	14
3.3	Tillvägagångssätt vid testerna på β och avkastningskravet	15
3.4	Regressionsanalys – vårt verktyg	16
4	Analys	18
4.1	Dataunderlaget	18
4.2	Marknadens värdeviktade index och portföljens oviktade index	19
4.2.1	Riskpremien relaterat till risk	20
4.2.2	Slutsats av den oviktade riskpremien	21
4.3	Uträkning av β -värdet	22
4.4	Analys av β -värden och avkastning under samma period	24
4.5	Slutsatser av Black Jensen och Scholes analysen	26
4.6	Analys av historiska β -värden och framtida verklig avkastning	28
4.7	Slutsats av Fama och MacBeth analysen	30
5	Slutsats	31
5.1	Slutsatser från analysen på riskpremien	31
5.2	Slutsatser från analysen på sambandet β -värde och avkastning	32
6	Förslag till vidare studier	33

<u>Bilagor</u>		
Bilaga 1	Teori: Redogörelse av CAPM, Riskpremien, β och Sharpe-kvoten	
Bilaga 2	Portföljen av företag	
Bilaga 3	Statistiska förklaringsvariabler	
Bilaga 4	Indelning av portföljer	

<u>Figurförteckning</u>		
Figur 1.1	Koncentration på världens olika marknader januari 2001	3
Figur 2.1	Genomsnittlig aritmetisk beräkning av riskpremien i USA	6
Figur 3.1	Positiv linjär regression	16
Figur 4.1	Regression mellan marknadsindex och portföljindex	18
Figur 4.2	SML enligt BJS för perioden mellan 1945-1960	24
Figur 4.3	SML enligt BJS för perioden mellan 1961-1975	25
Figur 4.4	SML enligt BJS för perioden mellan 1976-1990	25
Figur 4.5	SML enligt BJS för perioden mellan 1991-2002	26
Figur 4.6	SML enligt FM för perioden mellan 1961-1975	28
Figur 4.7	SML enligt FM för perioden mellan 1976-1990	29
Figur 4.8	SML enligt FM för perioden mellan 1991-2002	29
Figur Bilaga 1	The Capital Asset Price Model	2/5

<u>Tabellförteckning</u>		
Tabell 4.1	Riskpremien för marknaden samt portföljen	19
Tabell 4.2	Sharpe-kvoten för marknaden	21
Tabell 4.3	Sharpe-kvoten för portföljen	21
Tabell 4.4	Portföljer baserat på β -värdet 1945-1960	22
Tabell 4.5	Portföljer baserat på β -värdet 1961-1975	23
Tabell 4.6	Portföljer baserat på β -värdet för FM, 1976-1990	23
Tabell 4.7	Portföljer baserat på β -värdet för BJS, 1976-1990	23
Tabell 4.8	Portföljer baserat på β -värdet för BJS, 1991-2002	23
Tabell 4.9	Jämförelse av riskpremier	27
Tabell 5.1	Jämförelse av riskpremier	31

1 Inledning

Inledningskapitlet ger en bakgrund och en diskussion kring problemet som leder till två problemformuleringar och ett tvådelat syfte.

Vid värdering av företag behövs marknads riskpremie skattas för att i förlängningen erhålla ett bra estimat för avkastningskravet på eget kapital. Hur denna premie skall skattas har länge varit ett flitigt debatterat ämne bland såväl akademiker som praktiker. Det råder konsensus om att den historiska riskpremien är viktig vid skattningen men eftersom det är en framtida riskpremie som skall skattas lever debatten kvar. Vad säger historien om framtiden? Finns det något annat val då riskpremien skall skattas?

Riskpremien är en del av Capital Asset Pricing Modell (CAPM) enligt Sharpe (1964) och Lintner (1965)¹ och används för att formulera avkastningskravet för eget kapital. Riskpremien kan ses som "...skillnaden mellan avkastningen på riskabla placeringar, typ aktier, och avkastningen på det riskfria placeringsalternativet" (De Ridder, 2002, sid 17). Till att börja med kan en diskussion föras kring hur avkastningen på riskabla placeringar beräknas för att få fram ett bra estimat. Vanligtvis används ett brett börsindex som ett estimat till marknads avkastning. Beroende på studerad tidsperiod varierar dock avkastningen och åsikterna om hur väl historien speglar framtiden går isär.

Det riskfria placeringsalternativet har inte heller någon självklar definition. Damodaran (2002) förespråkar till exempel att 10-åriga statsobligationer bör användas som den riskfria placeringen. På sidan 155 skriver Grinblatt och Titman (2002) att "...de flesta akademiska studier av CAPM har använt kortsiktig statsobligation som approximation för den riskfria räntan". Vad som talar för den korta räntan är att inflationsrisk och landsspecifik risk är mindre eftersom den är just kortsiktig.

¹ Bilaga 1 ger en utförlig teoretisk genomgång av CAPM samt riskpremien.

Ponera att riskpremien är framräknad. För att nu kunna räkna fram ett avkastningskrav utifrån detta måste det finnas ett samband mellan β -värdet och avkastningen. CAPM förutsätter att ett linjärt samband mellan risken, räknat i β , och avkastningen råder. Funktionen bildar Security Market Line (SML). Finns det då ett klart samband mellan dessa två variabler? Empiriska studier visar att förklaringsgraden för β -värdet för en enskild aktie hamnar mellan 0,4-0,6. Men då inga bättre mätinstrument tagits fram används ändå β -värdet som ett vedertaget mått på risk i CAPM.

Ovan förda diskussion visar på de svårigheter som uppkommer då avkastningskravet skall beräknas. Investeringars framtida kassaflöden måste diskonteras med en så rättvis diskonteringsränta som möjligt för att företag inte skall åta sig olönsamma projekt eller förkasta lönsamma dito. Kostnaden för eget kapital skall skattas och företag värderas till ett så rättvisande värde som möjligt. Därför är marknadens avkastningskrav en central och oerhört viktig ekonomisk variabel vid investerings- och värderingsbeslut (Cornell, 1999).

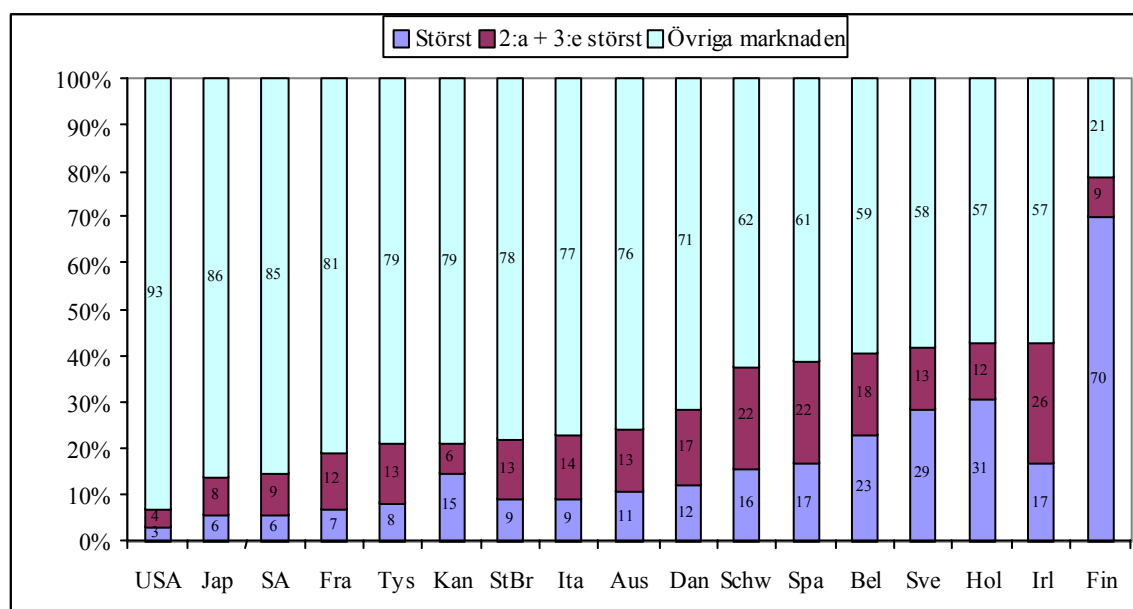
1.1 Problemdiskussion

Ett antal andra faktorer måste definieras innan riskpremien kan beräknas. Till att börja med, vilken marknad verkar företaget på? Om det är en lokal marknad är det kanske inte av intresse att räkna fram en premie där alla världens marknader är inkluderade, vilket är en av CAPM:s förutsättningar. Ett brett svenskt index är kanske en bättre approximation? Men hur ser det breda svenska indexet ut? Speglar det företagens marknad?

Liksom vid all annan värdering spelar de historiska värdena en roll. Frågan är vilken roll de historiska värdena skall ha när riskpremien beräknas? De kanske bara är en del i en beräkning av riskpremien där fler variabler spelar in. Det är ju den framtida riskpremien som skall skattas.

1.1.1 Framtagandet av en riskpremie

De index som idag används för att formulera marknadens avkastningskrav är värdeviktade, vilket innebär att företag med höga marknadsvärden erhåller en större andel av indexet. Hur stor del av indexet som företag utgör varierar mycket mellan olika marknader världen över. Figur 1.1 visar på hur värdet på 17 börser koncentreras till ett fåtal företag i januari 2001. I USA utgjorde värdet av de tre största företagen endast 7 % av det totala börsvärdet. Till höger i diagrammet befinner sig det andra extremvärdet. På Helsinki Stock Exchange stod tre företag för 79 % av värdet på marknaden, Nokias värde var 70 %.



Figur 1.1: Koncentrationen på ett antal av världens olika marknader januari 2001

Källa: Dimson, Marsh, Staunton (2002)

Som figur 1.1 visar var den svenska börsen värdemässigt en av de mest koncentrerade börserna på världsmarknaden under 2001. Tre företag svarade för 42 % av Stockholmsbörsens totala värde. Det största företaget var Ericsson vars värde uppgick till 29 %. Med andra ord påverkades nästan en tredjedel av indexets variation av hur Ericsson-aktien rörde sig. För ett mindre företag, till exempel Fjällräven, som fungerar på en lokal marknad med en annorlunda riskprofil är denna stora övervikt av en global högriskaktie inom Telekom-industrin svår att motivera. Om Fjällräven istället räknade på en riskpremie där jämförelseindex är likaviktat speglar det kanske bättre deras marknad. Enligt CAPM skulle i detta fall den rationella investeraren ha en

väldiversifierad portfölj och därmed ha 29 % Ericsson-aktier. Den oviktade portföljen går därmed mot CAPM:s antagande om rationella investerare. Då β -värdet för en individuell aktie endast har en förklaringsgrad på 0,4 till 0,6, och därför har blivit ifrågasatt, är det av intresse att jämför en oviktad riskpremie med en viktad. Detta motiv har lett fram till den första frågan vi vill besvara med vår uppsats:

- *Hur skiljer sig en oviktad historisk riskpremie från en riskpremie baserad på Affärsvärldens viktade index?*

1.1.2 Sambandet mellan β -värdet och avkastningen

En intressant fråga att ställa sig efter tidigare diskussioner är hur starkt sambandet mellan β -värdet och avkastningen är på den svenska marknaden. Ett svagt samband skulle kanske underminera CAPM:s betydelse. Samtidigt finns det inget mått som är så utbrett och lätt att använda som CAPM. Det är trots allt av stort intresse att genomföra en studie där sambandet undersöks.

Black, Jensen och Scholes (1972), Black (1972) samt Fama och MacBeth (1974) genomförde studier kring detta samband på den amerikanska marknaden. Black, Jensen och Scholes (BJS) påvisade att sambandet mellan risk och avkastning var starkt men med följande resultat. Låga β -värden avkastar mer än vad CAPM påvisar medan höga β -värden avkastar mindre än vad CAPM påvisar. CAPM stödjer sig på att investerare kan låna till en riskfri ränta vilket inte fungerar i praktiken. När Black gick ifrån detta antagande kom han fram till att den riskfria räntan borde vara högre än de räntor som tidigare använts. Denna riskfria placering benämnde Black r_z (noll-beta portföljen).

Fama och MacBeth (FM) genomförde liknande studier som BJS gjorde men istället för att undersöka sambandet från samma perioder använde de historiska β -värdena och estimerade framtida avkastning. De kunde också påvisa att sambandet mellan β -värdet och avkastningen är relativt stark eftersom portföljer med β -värde högre än genomsnittet genererade avkastning högre än genomsnittet.

Om liknande studier görs på den svenska marknaden, skulle sambanden bli desamma? Är förklaringsgraden högre än 0,4 till 0,6? Leder det till ett r_z -värde som är högre än den riskfria räntan? Oss veterligen har liknande studier inte gjorts på den svenska marknaden, varför det är av intresse att genomföra denna analys. Med analysen ämnar vi att svara på följande fråga:

- ***Genererar en högre risk, mätt i β , en högre avkastning på den svenska marknaden enligt SML?***

1.2 Syfte

Syftet med uppsatsen är tvåfaldigt. För det första, att beräkna riskpremien för ett oviktat index, och för det andra att klargöra sambandet mellan risken (i β) och avkastningen för ett urval av svenska börsnoterade företag.

1.3 Avgränsning

Tidsaspekten gör det omöjligt att genomföra så djupgående studier som BJS samt FM genomförde. Därför avgränsar vi oss till att arbeta med årsdata för 31 företag på den svenska marknaden. Den studerade tidsperioden omfattar 1945-2002.

1.4 Uppsatsens disposition

Uppsatsen är uppdelad i sex kapitel. I det inledande kapitlet gavs en bakgrund samt en problemdiskussion i syfte att väcka ett intresse samt ge förståelse kring problemet. Kapitel två ger en översikt av tidigare studier inom ämnesområdet. I kapitel tre redovisas valda metoder. Analysen och resultaten presenteras i kapitel fyra. Slutligen ger vi en sammanfattning av de resultat vi kommit fram till samt förslag till vidare studier. Bilaga ett ger en fördjupad diskussion kring de teorier som använts i analysavsnittet medan bilaga två och fyra innehåller information om vilka företag som ingår i analysen samt uppdelning av portföljer. Bilaga tre ger förklaringar kring de statistiska förklaringsvariablerna.

2 Tidigare studier inom ämnesområdet

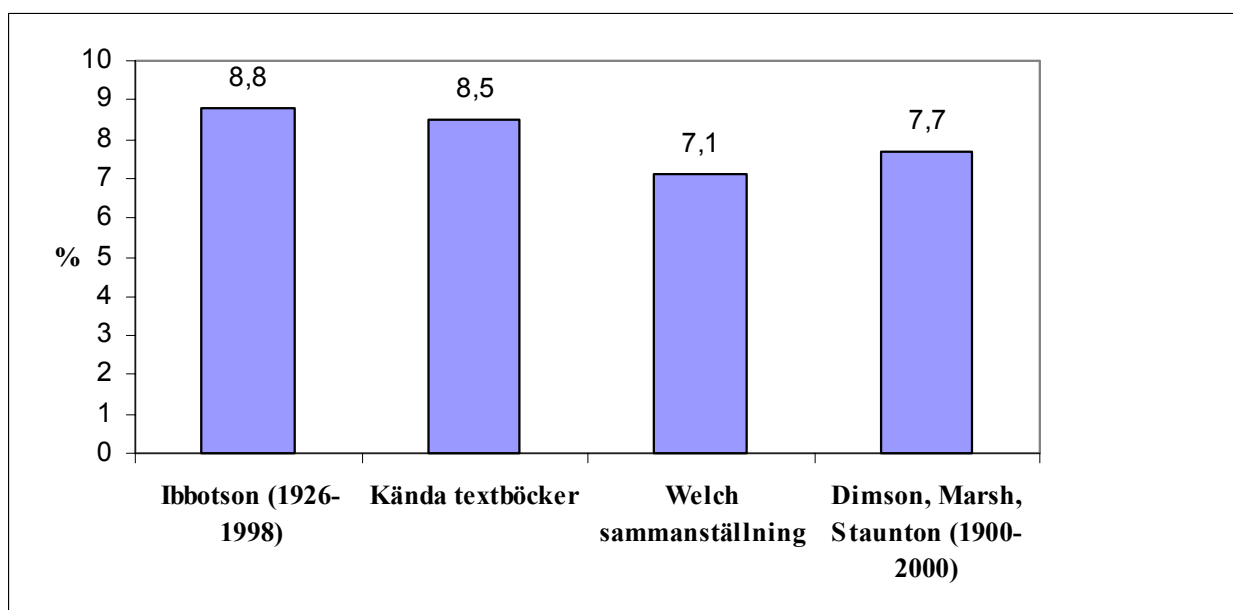
Kapitlet beskriver inledningsvis tidigare studier kring riskpremien på den amerikanska och den svenska marknaden. Därefter beskrivs ett par av de studier som gjorts på sambandet mellan avkastningen och β -värdet.

2.1 Studier kring riskpremien

Redovisade studier från den amerikanska marknaden känns självklar då forskningen inom området i huvudsak bedrivs där. Notera de skillnader som finns i de olika forskningsresultaten.

2.1.1 Amerikanska studier

I USA har åtskilliga studier gjorts på historiska data för att beräkna riskpremien, här presenteras de studier som fått mest publicitet. Det är med den historiska premien som den framtida riskpremien skall bestämmas enligt många akademiska läroböcker, till exempel Brealey och Myers (2000) samt Bodie, Kane och Marcus (1999). Skillnaden mellan utfallen varierar bland annat beroende på vilken tidsperiod som används som underlag. Figur 2.1 påvisar sådana skillnader.



Figur 2.1: Genomsnittlig aritmetisk beräkning av riskpremier i USA

Källa: Dimson, Marsh, Staunton (2002)

Ibbotson samt Dimson, Marsh och Staunton använder sig endast av historiska data då de beräknade sina genomsnittliga riskpremier. Notera att perioderna inte är desamma. Stapeln med ”kända textböcker” utgör ett medelvärde av vilken riskpremie författarna föredrar. Urvalet av ”kända textböcker” är enligt Dimson, Marsh och Staunton den flitigast använda kurslitteraturen av de mest välkända och ledande handelshögskolorna. Böckerna skall också vara nyttjade av akademier, finansiella analytiker och chefer i näringslivet.

Welch (2000) utgick ifrån det historiska perspektivet och analyserade utfallet från en undersökning där 226 ”finansproffs” fick i uppdrag att förutse en *framtida* aritmetisk 30-årig riskpremie på den amerikanska marknaden. Han jämförde sedan dessa värden med den 101-åriga historiska riskpremien som räknats fram till 7,7 %. Utfallet från de tillfrågade visade ett medelvärde på 7,1 % och en median på 7,0 %. Vad som är mest intressant är att de prognostiserade värdena varierade från 1 % till 15 %. Just spridningen tyder på den osäkerhet som råder kring vad som är ett riktigt mått på riskpremien.

Det som anses tala emot användandet av den historiska riskpremien som utgångspunkt för att estimeras den framtida är skepsisen mot att aktiemarknaden kommer att fortsätta generera en så hög avkastning. Exempelvis Siegel (1999) baserar sin skepsis på aktiemarknadens värdering av företag i förhållande till dess nyckeltal. Bland annat kritiserar han resultatet av Welchs studie med anledning att den framtida genomsnittliga 30-åriga riskpremien som prognostiserades är allt för optimistisk.

2.1.2 Svenska studier

Liknande studier är inte lika vanliga inom den svenska finansiella världen. Det är framförallt Frennberg och Hansson (1992) som har tagit fram ett obrutet index där riskpremien kan beräknas. Med hjälp av deras undersökning genomförde Dimson, Marsh och Staunton (2002) en undersökning där de använder historiska data under perioden 1900-2000. Även detta resultat baserades på Affärsvärldens generalindex och deras framräknade riskpremie blev 7,7 % med statsskuldväxlar som riskfri ränta.

Hessel och Jagerstrand (1999) gjorde en undersökning där de frågade svenska finansiella institut hur de gick till väga vid beräkningen av marknadens riskpremie. Fem av de sex tillfrågade använde interna eller externa databaser för att skatta den historiska premien som grund vid beräkningen för att bedöma den framtida riskpremien. Därutöver användes framförallt prognoser kring BNP-tillväxt, räntans utveckling samt marknadens framtida utveckling för skattningen. Tidningen Aktiespararen genomför varje månad en rundringning till ett hundratal analytiker, bankmän, journalister med fler där de frågar vad de tror om den svenska börsutvecklingen det närmsta året. Vilka dessa analytiker är och hur de beräknar den framtida avkastningen vill tidningen inte svara på. Den senaste prognosen förutspår en årlig avkastning under 2004 på börsen på runt 12,6 % (Aktiespararna, 2003). Dessa prognoser gäller endast ett år framåt.

2.2 Studier kring sambandet mellan β -värdet och avkastningen

Här beskrivs kortfattat de studier som BJS och FM gjorde. För att läsaren inte ska tro att dessa studier är de enda kring ämnet beskrivs också den kritik som Roll visade på.

2.2.1 Black, Jensen och Scholes samt Black test av CAPM

BJS (1972) genomförde ett test på sambandet mellan β och avkastningen på New York Stock Exchange (NYSE). Teorin säger att en effektiv portfölj innebär att samtliga aktier hamnar på SML. BJS beräknade till att börja med β -värdet för samtliga aktier på NYSE varje månad mellan 1926 och 1930 genom att använda ett oviktat index och delade sedan upp dessa i tio portföljer. De 10 % som hade lägst β -värde hamnade i en portfölj, de nästföljande 10 % i nästa portfölj tills samtliga aktier var indelade i 10 portföljer rankade efter β -värdet. Därefter beräknade de den aritmetiska förväntade avkastningen för portföljerna under alla tolv månaderna 1931. Återigen beräknade de β -värdet enligt samma princip som ovan men istället mellan 1927 och 1931 och delade in dem i nya portföljer. De upprepade sedan denna procedur varje år under perioden 1931 till 1965.

När BJS därefter matchade β -värdena med den månatliga avkastningen på respektive portfölj fick de ett samband som var helt linjärt och med hög signifikans. Detta

innebär att testet pekar på att β -värdet är den största förklaringen till skillnader i avkastningen, vilket SML vill påvisa.

Black (1972) utökade sedan dessa studier genom att bortse från antagandet att investerare kunde låna till den riskfria räntan. Den traditionella CAPM-formeln fick då följande utseende:

$$E(r_i) = E(r_z) + \beta[E(r_m) - E(r_z)]$$

Där $E(r_z)$ är den förväntade avkastningen på en portfölj med "noll-beta" och en minimal varians. $E(r_z)$ förväntas vara större än r_f . Lutningen på regressionslinjen (SML) ger marknadens riskpremie medan interceptet av y -axeln är den förväntade avkastningen för noll-beta portföljen.

Slutsatsen som drogs utifrån dessa två resultat var att det fanns ett starkt linjärt samband men med en svagare lutning på SML. Det vill säga låga β -värden genererar högre avkastning än vad CAPM påvisar medan höga β -värden genererar lägre avkastning än vad CAPM påvisar. Black menade också att den riskfria räntan ligger på en högre nivå än vad tidigare påvisats med hänsyn till att det inte går att låna till en riskfri ränta.

2.2.2 Fama och MacBeth test av CAPM

FM (1974) gjorde en studie baserad på samma grunddata som BJS men med den stora skillnaden att de använde historiska β -värden vilka matchades med framtida avkastning. FM började med att räkna fram β -värdena på alla aktier noterade vid NYSE under varje månad under perioden 1926-1929. Därefter delade de in dem i 20 portföljer enligt samma rankingsystem som BJS. De räknade sedan på nytt ut ett β -värde för portföljen genom att relatera dess avkastning mellan 1930-1934 med marknadsindexet. Med hjälp av de β -värden som räknats fram i slutet av 1934 förutsåg de avkastningarna för de påföljande månaderna för perioden 1935-1938. För varje månad relaterades β -värdet från den föregående perioden med avkastningen för innevarande period för att estimeras SML för respektive månad.

FM kom fram till att högre β -värden också genererar högre avkastning nästkommande, motsvarande period. De kommer också fram till att medelvärdet för interceptet av y -axeln är högre än medelvärdet för den riskfria räntan för samma period. Deras linjära samband blev dock inte lika starkt som BJS.

2.2.3 Rolls kritik²

För att läsaren inte ska tro att debatten avslutades när ovan beskrivna studier publicerades beskriver vi kort den kritik som Roll (1977) framförde. Rolls artikel kritiserade de genomförda testerna av CAPM.

Roll menade att de studier som BJS och FM genomförde var bortkastade. Han grundade detta på att resultaten förmodligen skulle se likadana ut oberoende hur aktier prissätts i förhållande till risk. Om nu detta påstående verkligen stämmer har BJS och FM i själva verket inte testat sambandet som råder enligt CAPM. Roll anser att det enda av CAPM:s antagande som kan testas är huruvida marknadsportföljen verkligen är effektiv, eftersom det är den enda verkliga förutsättningen. I och med att samtliga världens tillgångar inkluderas i den effektiva portföljen är den praktiskt omöjlig att testa på ett korrekt sätt. Kontentan av detta är att om marknads effektiv portfölj är omöjlig att testa kan CAPM inte heller bli testad.

Debatten har därefter fortsatt där både FM och BJS har svarat på den kritik som Roll framförde. Det finns även senare empiriska studier av CAPM som är värda att nämna. Shanken (1987) testade det centrala antagandet att marknadsportföljen ligger på den effektiva fronten. Fama och MacBeth (1992) utökade de tester som FM genomförde 18 år tidigare. Deras studie kritiserades i sin tur av Kotari, Shanken och Sloan (1995).

² Samtliga hänvisningar under denna rubrik är hämtade ur Haugen (2001).

3 Tillvägagångssätt

I detta kapitel beskrivs de metoder som valts samt vilka verktyg som använts för att kunna lösa det uppställda problemet. Till att börja med beskrivs datamaterialet, därefter tillvägagångssättet för analysen av dels riskpremien och dels sambandet mellan avkastningen och β -värdet.

3.1 Dataunderlaget – basen till resultatet

Grunden till analysen är den data som använts vid mätningarna, därav är det av intresse att beskriva datamaterialet. I detta kapitel beskrivs källor till datamaterialet samt de beräkningar som ligger bakom framtagandet. Adri De Ridder har tilldelat dataunderlaget. Enligt honom är det hämtat från tre källor, dels data från betänkandet ”Realisationsvinst beskattning” (SOU 1996:38), dels från Vinell och De Ridder (1990) samt från Frennberg och Hansson (1992).

3.1.1 Portföljen av företag

Det tilldelade underlaget består av 31 svenska företag och deras värdeförändring under tidsperioden 1945-1989. Urvalet, som inte är slumpmässigt, har styrts av två faktorer. För det första, har ambitionen varit att använda företag med långa tidsserier av aktieavkastning. Med andra ord är det framförallt aktier från Stockholmsbörsens A-lista men även ett antal från O-listan. För det andra, sammansättningen av företag skall bilda en så väldiversifierad portfölj som möjligt, det vill säga företag från olika branscher. I analyskapitlet har ett test genomförts för att kontrollera om de tilldelade företagen bildar ett väldiversifierat index. Resultaten visar på ett starkt linjärt samband vilket innebär att portföljen är relativt väldiversifierad.

För att få en överblick över hela portföljen finns samtliga bolag publicerade i bilaga 2. Här publiceras även under vilka tidsperioder de ingår i datamaterialet. Vissa företag har inte data som spänner över hela tidsserien, vilket beror på fusioner, uppköp, avnoteringar eller motsvarande. Om företag har en bruten tidsserie där mer än tre år

av den studerade tidsserien saknas har dessa uteslutits ur studien under aktuell period. Att inte ha kompletta tidsserier kan ha påverkat resultatet åt något håll men vi tror dessa fel har minimerats i och med beslutet att endast godta brutna treårsperioder.

3.1.2 Komplettering av datamaterial

Viss egen insamling av sekundärdata³ har skett för att komplettera datamaterialet. Kompletteringen gällde data för perioden 1989-2002, vilket gjordes för att få ett mer aktuellt underlag. Det är således endast sekundärdata som bearbetats. Kompletteringen består av två delar, dels årlig värdeförändring i aktien och dels direktavkastning via utdelningar. Tillsammans utgör dessa två delar den totala avkastningen vilka beskrivs närmre i följande avsnitt.

3.1.2.1 Värdeförändring

Då företag har mer än ett aktieslag noterat har aktien med högst omsättning använts. Den mest omsatta aktien torde också ge ett rättvisande pris, givet en effektiv marknad. Det är oklart om samma resonemang förts då datamaterialet togs fram men troligtvis har detta resonemang högst trovärdighet. Komplettering av värdeförändring har hämtats från två källor. Värdeförändring till följd av ökning eller minskning i aktiekursen har hämtats från Stockholmsbörsens hemsida samt Six Trust, som är en statistisk databas. Data insamlad från Stockholmsbörsen har baserats på den justerade aktiekursen för att ta hänsyn till splitt, nya aktieemissioner, fondemissioner etcetera. De bolag som på grund av fusioner, uppköp eller avnoteringar inte längre finns noterade kan ej hämtas från Stockholmsbörsens hemsida. I dessa fall har Six Trust använts där statistik från avnoterade bolags aktiekurser finns tillgänglig. Här har kurserna fått justeras och då har sista betalkurs använts för att få årlig avkastning.

3.1.2.2 Utdelning

Den andra delen i värdeförändringen är utdelningen. Denna del har i första hand hämtats från företags hemsidor. Alla företag publicerar inte historisk utdelning så långt tillbaka i tiden så i dessa fall har företaget kontaktats via e-post för komplettering. Då inte heller detta har givit resultat har Six Trust använts. Även

³ Sekundärdata är data som är insamlad för ett annat ändamål (Dahmstöm, K 1996).

utdelningen har justerats till följd av splitt, nya aktieemissioner, fondemissioner etcetera.

Det finns ingen anledning att tro att de källor som information har hämtats ifrån uppvisar felaktigheter. Givetvis kan det finnas bearbetningsfel⁴ i tilldelat underlag som det ej finns kontroll över. Dessa kan ha uppstått när inknappningen av data genomfördes. Egen insamling och inknappning kan också ha bidragit till bearbetningsfel. För att minimera dessa fel har inknappad data kontrollerats.

3.1.3 Avkastningsberäkning

Viss egen bearbetning av grunddata genomfördes eftersom ett flertal av tidsserierna inte var kompletta. Denna bearbetning genomfördes på samma sätt som då dataunderlaget togs fram. För att räkna fram årlig procentuell totalavkastning (R_t) har följande formel använts:

$$R_t = \frac{(P_t - P_{t-1} + DIV_t)}{P_{t-1}}$$

P_t är stängningskursen den sista handelsdagen år t och P_{t-1} är stängningskursen den sista handelsdagen år $t-1$. DIV_t är utdelningen på aktien under året.

Enligt Hansson och Frennberg (1992) kan den totala avkastningen från aktien delas in i tre delar:

1. Aktiens värdeförändring
2. Utdelning
3. Återinvesterad utdelning

Enligt deras utvärdering utgjorde aktiens värdeförändring cirka 60 % medan utdelningen stod för cirka 40 % av den totala avkastningen. Återinvesterad utdelning hade en marginell påverkan och har därför ingen märkbar betydelse på slutresultatet. Dessa siffror gällde studier av perioden 1919-1989 medan denna tidsserie sträcker sig mellan 1945-2002. Med deras utvärdering som grundargument togs inte heller återinvesterad utdelning med som en del av värdeförändringen i denna analys.

⁴ Bearbetningsfel kan till exempel uppkomma vid registrering av data och vid datorbearbetning (Wiedersheim-Paul, Eriksson 2001).

3.1.4 Definition av den riskfria räntan

Liknande studier som gjorts på den amerikanska marknaden använder ”Treasury Bills”⁵ som den riskfria räntan. Frennberg och Hansson (1992) fann att det bästa historiska alternativet som motsvarar detta på den svenska marknaden är statsskuldväxlar. På grund av att det inte finns ett godtagbart index som är obrutet och sträcker sig över hela perioden användes istället Riksbankens officiella styrränta under vissa perioder. Dessa ger ett värde som på bästa sätt kan jämföras med en statsskuldväxel räknat över tidsperioden. Som tidigare nämnts kan den riskfria räntan också räknas fram genom att med en regression se var SML skär y -axeln. Den riskfria ränta som räknas fram på det sättet benämns r_z eller noll-beta portfölj.

I tilldelat underlag och genomförd analys används 3-månaders ränta och inte 10-åriga obligationer som den riskfria placeringen. De beror framförallt på att det är den ränta som innehar lägst risk och dels på grund av att det är den minst riskfyllda riskfria placeringen.

3.2 Tillvägagångssätt vid framtagande av en oviktad riskpremie

Inledningsvis genomfördes jämförelser mellan det oviktade indexet ($r_p - r_f$) och Affärsvärldens viktade generalindex ($r_m - r_f$). I båda fallen användes den kortsiktiga 3-månadersräntan. Genom att ta medelvärdet av de två indexen under hela tidsserien samt även under delperioder kunde de två indexen jämföras. För att kontrollera resultatet genomfördes signifikanstester. Dessa tester genomfördes i statistikprogrammen SPSS samt Excel. Framförallt har fokus legat på att säkerhetsställa skillnaden mellan de två riskpremiernas medelvärde. Syftet med detta är att försöka påvisa att de två värdena är signifikant skilda från varandra. Testerna genomfördes på ett 95 % konfidensintervall. Detta innebär att vi försöker påvisa att riskpremiernas medelvärden med 95 % säkerhet är skilda från varandra. Valet av ett 95 % nivå föll sig ganska naturligt eftersom det vanligtvis är denna konfidensnivå tester utgår ifrån. De fall då testerna gick väl vid denna nivå testades även högre signifikansnivåer. I bilaga 3 finns mer ingående information om t -testet.

⁵ Kan jämföras med svenska statsskuldväxlar (Frennberg, Hansson, 1992).

När dessa tester var klara jämfördes även dessa resultat med den riskpremien som räknades fram med hjälp av regressionsanalys. Denna riskpremie har benämningen $(r_p - r_z)$, där r_z är noll-beta portföljen. Resultatet av testerna visas i analysen.

3.3 Tillvägagångssätt vid testerna på β och avkastningskravet

Inledningsvis var tanken att genomföra analyserna i enlighet med BJS och FM:s tester, för att undersöka om sambandet på den svenska marknaden var lika starkt som påvisades på den amerikanska marknaden. Tidsaspekten samt den oerhörda datamängd som behövdes för att efterlikna dessa tester gjorde det dock omöjligt. På ett antal viktiga punkter skiljer sig denna studie från BJS samt FM:s studier.

I den första studien som genomfördes jämförs β -värdet med avkastningen från samma period, i enlighet med BJS. Förhoppningen var att få ett liknande resultat som BJS fick i sin studie, det vill säga hitta ett samband enligt SML. På följande huvudpunkter skiljer sig uppsatsens genomförda analys från BJS. Denna studie har ett urval på 31 aktier medan BJS har sett till hela NYSE. BJS genomförde sin analys med data under åren 1931-1965 medan denna studie har en tidsserie mellan 1945-2002. BJS använde rullande 60-månadersintervall vid beräkningen av β -värdet medan denna analys beräknar β -värdet över en 15-årig period. BJS använde sig av månadsdata medan denna studie baseras på årsdata.

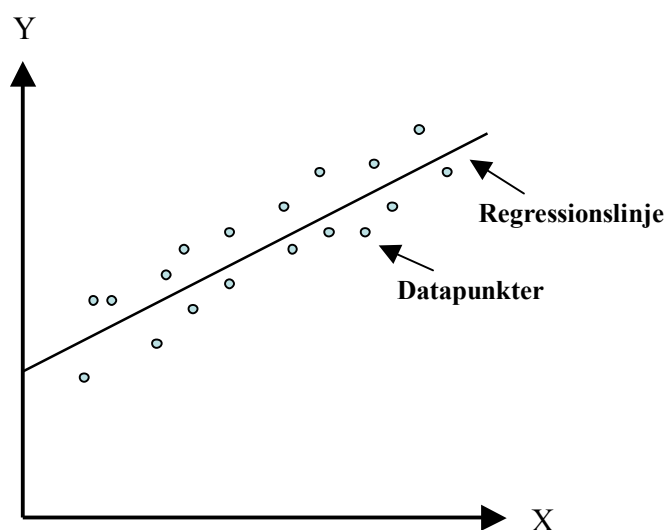
Den andra delen av analysen jämförs sambandet mellan det historiska β -värdet och framtida avkastning, i linje med FM:s studie. Även denna studie skiljer sig på ett antal punkter från den ursprungliga studien. Liksom BJS genomförde FM sina tester med månadsdata för att beräkna β -värdet och avkastningen på samtliga noterade aktier på NYSE. Denna studie görs på Stockholmsbörsen och använder årsdata för samma beräkningar. FM estimerar framtida avkastning baserat på historiskt β -värde medan denna studie jämför β -värdet med avkastningens verkliga utfall för att undersöka sambandet.

Att dessa studier i stora delar avviker från de ursprungliga testerna som BJS och FM genomförde minskar trovärdigheten då jämförelser görs. Den grundläggande tanken är dock densamma, där samband söks i enlighet med SML-teorin, varför jämförelser

är relevanta. Jämförelser mellan resultaten kommer att ge indikationer på huruvida sambandet går att hitta på den svenska marknaden.

3.4 Regressionsanalys – vårt verktyg

Då β -värdena beräknats jämförs dessa med avkastningen i syfte att se om det fanns något samband enligt tidigare studier. För att kunna göra detta behövs ett verktyg. Regressionsanalys är ett verktyg som används för att konstatera samband mellan en undersökningsvariabel och en eller fler förklarande variabler. I denna uppsats genomförs enkla regressioner vilket medför att samband söks mellan en undersökande och en förklarande variabel.



Figur 3.1: Positiv linjär regression

Källa: Andersson, Ågren (1994)

Regressionslinjen har följande formel:

$$y = \alpha + \beta x + \varepsilon$$

y är den beroende variabeln som skall förklaras medan x är den oberoende variabeln, det vill säga den förklarande variabeln. α beskriver interceptet av y -axeln, det vill säga avståndet mellan regressionslinjens intercept och den lodräta axeln (origo) medan β visar regressionslinjens riktningskoefficient $\Delta Y/\Delta X$, det vill säga en förändring i x ger en viss förändring i y . Regressionslinjen i figur 3.1 har en positiv lutning men den kan

lika gärna ha en negativ lutning, beroende på det underliggande datamaterialet. ε betecknar en felterm som står för den variation i y som ej förklaras av ekvationen.

Den enkla linjära regressionslinjen har tre antaganden enligt Körner och Wahlgren (2000):

1. Relationen mellan den beroende och oberoende variabeln beskrivs av en rak linje.
2. Värdena av de oberoende variablerna x antas vara fixerade, inte slumpmässiga. Den enda slumpmässigheten av y -värdena kommer från feltermen ε .
3. Feltermen är normalfördelad med medelvärde 0, det vill säga summan av avvikelser under regressionslinjen är lika stor som summan av avvikelser över regressionslinjen, och har en konstant varians (σ^2). Felvärdena är okorrelerade med varandra i på varandra följande observationer.

Dessa antaganden skall dock tas med en viss skepsis eftersom x -värdet inte förklarar förändringen i y -värdet fullt ut. Regressionsanalysen utvecklades till att börja med framförallt för naturvetenskapliga situationer och har först senare börjat användas på samhällsvetenskapliga problem. Problemet med att använda regressioner för samhällsvetenskapliga studier är därför framförallt att orsakssambandet mellan x och y inte alltid är perfekt. (Andersson, Jorner och Ågren, 1994) Målet med denna studie är att få så tillförlitliga och stabila utslag som möjligt, det vill säga få en hög reliabilitet (Wiedersheim-Paul, Eriksson, 2001). Det är av vikt att nackdelarna med regressionsanalys som mätinstrument beaktas, men då det är sambandet mellan en undersökande och en förklarande variabel som söks finns det inget bättre mätinstrument.

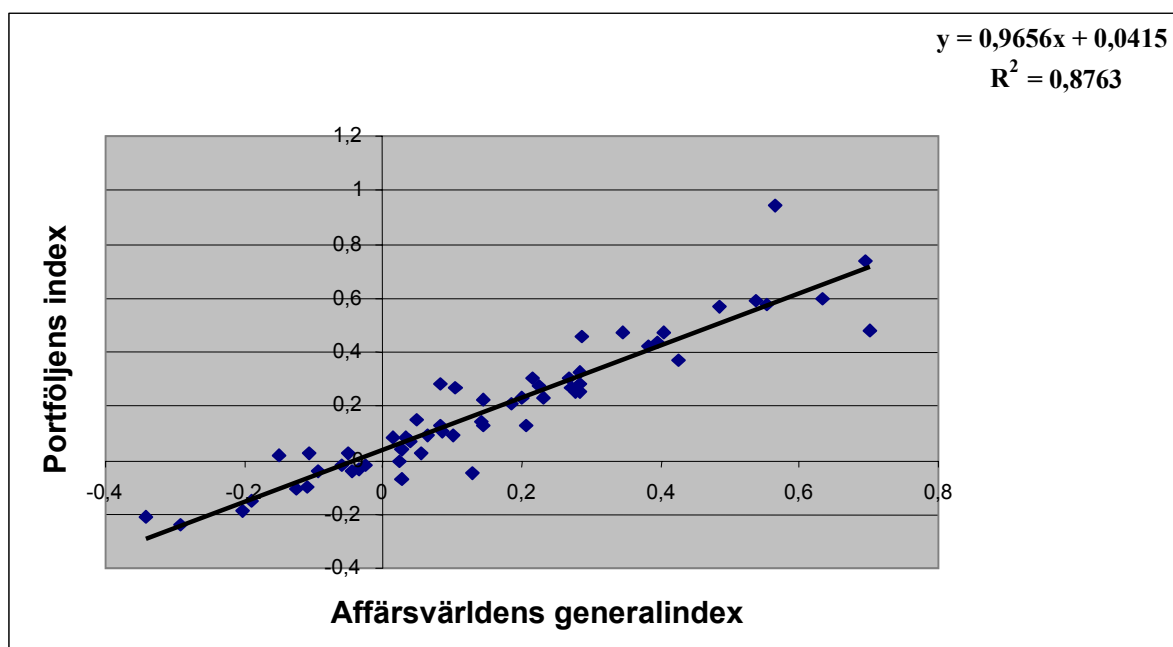
En fråga som bör ställas i samband med att detta mätinstrument används är hur hög dess validitet är, det vill säga dess förmåga att mäta det man avser att mäta (Wiedersheim-Paul, Eriksson, 2001). Då vi försöker hitta linjära samband med vår studie anser vi att regressionsanalys som mätinstrument ger en hög validitet. Det som talar emot detta påstående är att regressionen försöker hitta linjära samband fast det i verkligheten inte existerar några. För att motverka denna typ av problem finns det nyckelvärden vilka ger indikationer om huruvida sambanden är tillförlitliga och relevanta. Dessa nyckelvärden förklaras i bilaga 3.

4 Analys

Kapitlet är uppdelat i fem sektioner. I den första beskrivs dataunderlaget. I sektion två analyseras och presenteras den oviktade riskpremien. Sektion tre beräknar β -värden medan fyra och fem genomför och presenterar analys och resultat.

4.1 Dataunderlaget

Som beskrivs i kapitel tre kan dataunderlaget delas upp i ett antal delar. Dels består det av Affärsvärldens generalindex, ett värdeviktat index som har använts sedan starten 1919 (Frennberg och Hansson, 1992). Underlaget har också utvecklingen för 31 svenska företag under perioden 1945-1990. Dessa 31 företag har sedan sammansatts till en oviktad portfölj och används som ett oviktat index i analysen. Den tredje viktiga statistiken som finns i dataunderlaget är den riskfria räntan som beskrevs i kapitel 3. I figur 4.1 visas sambandet mellan den oviktade portföljen (r_p) och marknadens avkastning (r_m).



Figur 4.1: Regression mellan marknadsindex och portföljindex 1945 till 2002

Som regressionen visar har den utvalda portföljen ett starkt linjärt samband med Affärsvärldens generalindex vilket ligger i linje med ambition att skapa en

väldiversifierad portfölj. Korrelationen mellan de två indexen är stark, 0,936, och p -värdet visar sig vara 0 vilket innebär 100 % signifikans. Ett extremvärde är portföljens avkastning år 1993 då den gav 94 %. Orsaken till denna extrema avkastning är de två bankaktier som ingår i portföljen. SEB hade detta år en uppgång på 700 % medan Handelsbanken orkade med en uppgång på cirka 350 %. Detta är ett tydligt exempel på att ett litet urval är extra känsligt för extremvärden, vilket är något som måste finnas i åtanke när resultaten redovisas. Trots detta har sambandet mellan Affärsvärldens generalindex och portföljen ett förklaringsvärde på cirka 0,88.

Ytterligare ett värde som är intressant är regressionens β -värde. För att portföljen skall vara relevant att använda som del i riskpremien vid framräkningen av ett avkastningskrav måste värdet ligga kring marknadens β -värde. Portföljens β -värde uppgår till cirka 0,97 med ett standardfel på 0,48 %. Eftersom marknadens β -värde skattas till 1 är detta en god approximation för att få en väldiversifierad portfölj.

4.2 Marknadens värdeviktade index och portföljens oviktade index

För att jämföra marknadens historiska riskpremie ($r_m - r_f$) enligt Affärsvärldens generalindex och den oviktade portföljen ($r_p - r_f$) genomfördes studier på historiska data. Frennberg och Hanssons (1992) framräknade genomsnittliga riskfria ränta (r_f) används i båda portföljerna för att visa på hur skillnaden i indexet slår mot riskpremien. Resultatet visas nedan i tabell 4.1:

Tabell 4.1: Riskpremie för marknaden samt portföljen

År	$r_m - r_f$	$r_p - r_f$	t -värde	p -värde
45-02.	0,089	0,125	-3,183	0,002
45-60	0,098	0,116	-2,703	0,016
61-75	0,046	0,107	-3,691	0,002
76-90	0,119	0,165	-3,484	0,004
91-02.	0,094	0,111	-0,345	0,737

Till att börja med genomfördes jämförelser för hela perioden 1945-2002. Här påvisar den oviktade portföljen en riskpremie som ligger cirka 3,5 % över den historiska. För att kontrollera signifikansen av dessa resultat utfördes ett t -test. För att de två värdena skall kunna skiljas åt måste t -värdet vara över eller under det kritiska området. I detta fall är det kritiska området - 2,04 till + 2,04. Som framgår av t -värdet visar testet att

de två riskpremierna är signifikant skilda från varandra på 95 % -nivån eftersom $-3,183 < -2,04$. P -värdet indikerar att det finns en 0,2 % chans att de två medelvärdena sammanfaller. Med andra ord kan det konstateras att skillnaden mellan de två utfallen är säkerhetsställd till gällande nivå. Standardavvikelsen för samma period visar sig vara något högre för portföljens riskpremie, 24,6, medan den uppgick till 23,8 för marknaden.

För att se styrkan i sambandet utfördes även samma test med ett 99 % konfidensintervall istället för som tidigare på 95 %. Även vid detta intervall håller t -värdet vilket innebär att de även är skilda från varandra på denna nivå. P -värdet uppgår liksom vid det tidigare testet till 0,2 %. Det är först när tester körs på den 99,9 % -nivån som det inte längre går att påvisa att de olika måtten är signifikant skilda från varandra.

Genom att dela upp hela tidsserien i fyra perioder undersöks om de två olika måtten uppvisar några trender. En trend visar att portföljen under hela tidsserien ger en högre avkastning än vad marknaden åstadkommer. Under tre av fyra perioder visar t -värdet att de två indexens medelvärden signifikant skiljer sig från varandra på 95 % -nivån. Även dessa p -värden indikerar att de två medelvärdena är signifikant skilda från varandra. Under den sista perioden går det dock inte att särskilja de två värdena på 95 % -nivån.

Även under dessa perioder gjordes tester med 99 % konfidensintervall. Två av perioderna visade sig ha signifikant skilda medelvärden vid den nya konfidensnivån. Perioden 1961-1975 samt 1976-1990 håller och uppvisar samma p -värden som med 95 % konfidensintervall. Ingen av de övriga perioderna ligger med säkerhet inom det 99 % konfidensintervallet. När det gäller den sista perioden kan medelvärdena inte ens särskiljas vid ett 80 % konfidensintervall.

4.2.1 Riskpremien relaterat till risk

Analysen visar att den oviktade portfölj ger en högre avkastning än marknaden med ett värdeviktat index. Den högre avkastningen måste dock jämföras med den risk som den oviktade portföljen medför, det vill säga vad den extra avkastningen ger per enhet

risk. Sharpe-kvoten⁶ är ett bra jämförelsemått där den extra avkastningen divideras med standardavvikelsen av portföljens avkastning. Som framgår av tabell 4.2 och 4.3 nedan har portföljen en högre Sharpe-kvot än vad marknadens avkastning har under samtliga perioder.

Tabell 4.2: Sharpe-kvoten för marknaden

Tabell 4.3: Sharpe-kvoten för portföljen

År	r_m	r_f	σ_{rm}	Sharpe
45-02.	0,153	0,064	0,238	0,374
45-60	0,132	0,034	0,163	0,603
61-75	0,101	0,055	0,177	0,258
76-90	0,226	0,107	0,302	0,394
91-02.	0,157	0,063	0,301	0,314

År	r_p	r_f	σ_{rp}	Sharpe
45-02.	0,190	0,064	0,246	0,510
45-60	0,150	0,034	0,177	0,656
61-75	0,162	0,055	0,198	0,537
76-90	0,273	0,107	0,297	0,557
91-02.	0,174	0,063	0,307	0,361

4.2.2 Slutsats av den oviktade riskpremien

Denna studie visar att den oviktade portföljen i det här fallet ger en högre riskpremie i samtliga perioder. Medelvärdena är signifikant skilda från varandra till gällande nivå vid fyra av fem perioder vilket indikerar att den oviktade premien, i detta fall, ger en högre historisk avkastning.

CAPM antar att det är en perfekt marknad som består av rationella investerare. Bortses det från det när den oviktade riskpremien beräknas? Det kanske det gör men det är endast i teorin en perfekt marknad existerar och investerare är inte alltid rationella, åtminstone inte på kort sikt. Det innebär att varje ägare i till exempelvis Fjällräven inte har en portfölj som är viktad exakt efter marknadens index. Därför skall den oviktade riskpremien ses som unik och kan användas på just den marknaden som den innefattar. Dessa historiska data kan vara en variabel då den prognostiserade unika riskpremien skall skattas.

Det är svårt att dra några slutgiltiga slutsatser från dessa studier, framförallt på grund av att endast ett 30-tal företag ingår i urvalet. De tendenser som visas måste dock tas som en signal att ett oviktat index kan ge en ny bild av hur ett företag och framförallt dess ägare bör se på sin specifika marknad.

⁶ Bilaga 1 ger en utförlig teoretisk genomgång av Sharpe-kvoten.

4.3 Uträkning av β -värdet

Vid framtagandet av β -värdet beräknas kovariansen mellan respektive aktie och marknaden vilken divideras med markandens varians under varje jämförelseperiod. Beräkningarna av β -värden genomförs på ett tidsperspektiv av 15 år. Uppdelningen av tidsserien i fyra perioder gjordes i förhoppning att se trender från period till period.

β -värdena har varit utgångspunkten för den fortsatta analysen. Aktierna delades in i portföljer om fyra till sex aktier enligt ett rangordningsförfarande där de aktierna med högst β -värde hamnar i en portfölj, de påföljande i nästa portfölj och så vidare enligt tabell 4.4 till 4.8. Under varje period bildas fyra till sex portföljer beroende på antalet tillgängliga aktier. Syftet med detta är att i så stor utsträckning som möjligt reducera effekten av extremvärden. Proceduren upprepas för varje ny period men på grund av att β -värdet förändras över tiden varierar portföljernas innehåll. Tabell 4.4 och 4.5 samt 4.7 och 4.8 används vid testet baserat på BJS, medan tabell 4.4 till 4.6 används till testet baserat på FM. Som synes finns det två tabeller för perioden 1976-1990. Det beror på att tabell 4.6 jämförs med avkastning 1991-2002 dit inte samtliga företag i tidsserien sträcker sig.

Tabell 4.4: Portföljer baserat på β -värden, 1945-1960

Period: 45-60						
	β	Max	Min	Avk. FM	Avk. BJS	n
Portfölj 1	1,267	1,358	1,216	16,7%	16,9%	6
Portfölj 2	1,043	1,215	0,939	18,8%	17,3%	5
Portfölj 3	0,821	0,928	0,818	11,9%	13,8%	5
Portfölj 4	0,742	0,807	0,637	14,3%	11,6%	5

Tabell 4.5: Portföljer baserat på β -värden, 1961-1975

Period: 61-75						
	$\tilde{\beta}$	Max	Min	Avk. FM	Avk. BJS	n
Portfölj 1	1,699	2,204	1,278	28,1%	24,1%	5
Portfölj 2	1,215	1,256	1,177	26,0%	18,0%	5
Portfölj 3	0,943	1,092	0,810	29,2%	13,5%	5
Portfölj 4	0,700	0,792	0,627	26,8%	10,0%	5
Portfölj 5	0,467	0,586	0,259	23,2%	14,0%	4

Tabell 4.6: Portföljer baserat på β -värden för FM, 1976-1990

Period: 76-90					
	$\tilde{\beta}$	Max	Min	Avk. FM	n
Portfölj 1	1,230	1,498	1,042	15,2%	6
Portfölj 2	1,031	1,057	1,002	18,7%	5
Portfölj 3	0,925	0,977	0,889	23,4%	5
Portfölj 4	0,799	0,877	0,720	28,2%	5
Portfölj 5	0,558	0,708	0,373	23,1%	5

Tabell 4.7: Portföljer baserat på β -värden för BJS, 1976-1990

Period: 76-90					
	$\tilde{\beta}$	Max	Min	Avk. BJS	n
Portfölj 1	1,299	1,498	1,212	32,9%	5
Portfölj 2	1,092	1,209	1,042	25,5%	5
Portfölj 3	0,995	1,025	0,949	28,6%	5
Portfölj 4	0,886	0,932	0,858	23,2%	5
Portfölj 5	0,732	0,795	0,689	28,3%	5
Portfölj 6	0,552	0,678	0,373	25,1%	5

Tabell 4.8: Portföljer baserat på β -värden för BJS, 1991-2002

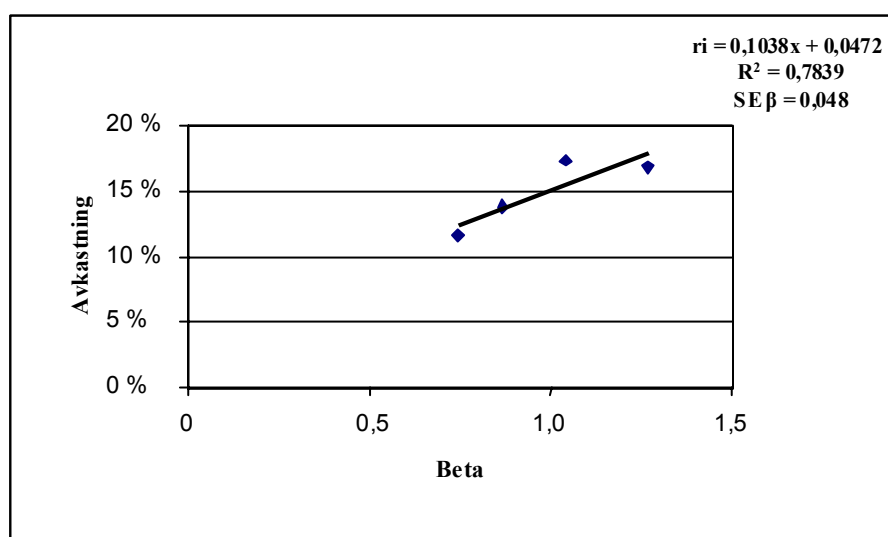
Period: 91-02					
	$\tilde{\beta}$	Max	Min	Avk. BJS	n
Portfölj 1	1,693	3,058	1,034	37,9%	6
Portfölj 2	0,909	1,022	0,853	17,3%	6
Portfölj 3	0,619	0,797	0,493	18,5%	5
Portfölj 4	0,465	0,489	0,423	16,9%	5
Portfölj 5	0,160	0,333	-0,284	12,1%	5

Att första jämförelseperioden endast innehåller fyra portföljer beror på att antalet aktier i denna period var mindre än i de övriga. Det skall påpekas att samtliga företag således inte sträcker sig över hela perioden. Andra kolumnen visar genomsnittligt β -värde medan kolumn tre och fyra visar aktierna i portföljen med högst samt lägst β -

värde. Kolumn fem samt i vissa fall även sex visar den genomsnittliga avkastningen för varje portfölj för FM respektive BJS under varje period. Detta görs för att ge en klarare bild av hur avkastningen varierar med β -värde. Sista kolumnen visar antalet aktier i respektive portfölj. Vilka företag som ingår i portföljerna redovisas tillsammans med dess β -värde samt avkastning i bilaga 4.

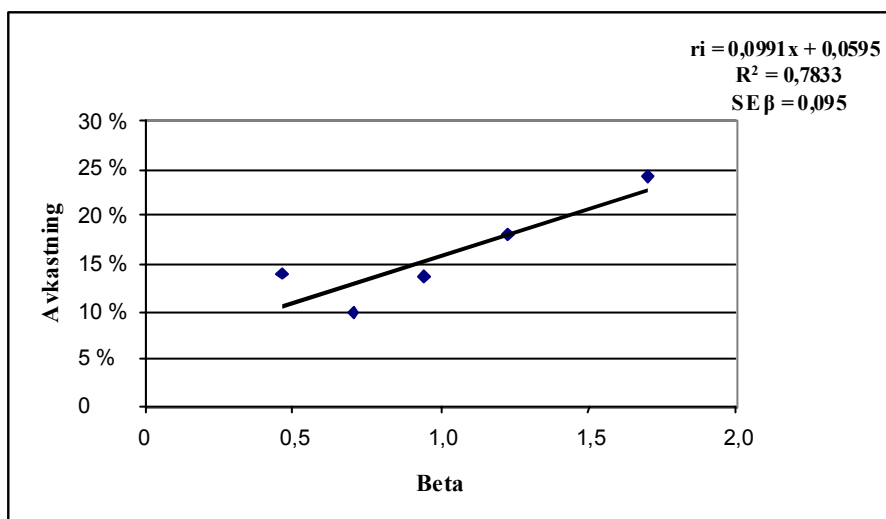
4.4 Analys av β -värden och avkastning under samma period

Denna del av analysen jämför β -värdet med avkastningen för *samma* period. Uppdelningen av portföljer är exakt enligt de redovisade tabellerna ovan medan resultaten från regressionerna presenteras i figur 4.2 till 4.5. Utifrån trendlinjen i regressionen fås en estimering av SML vars lutning är lika med riskpremien för marknadsportföljen (Haugen 2001). Interceptet på y -axeln är lika med r_z (noll-beta).



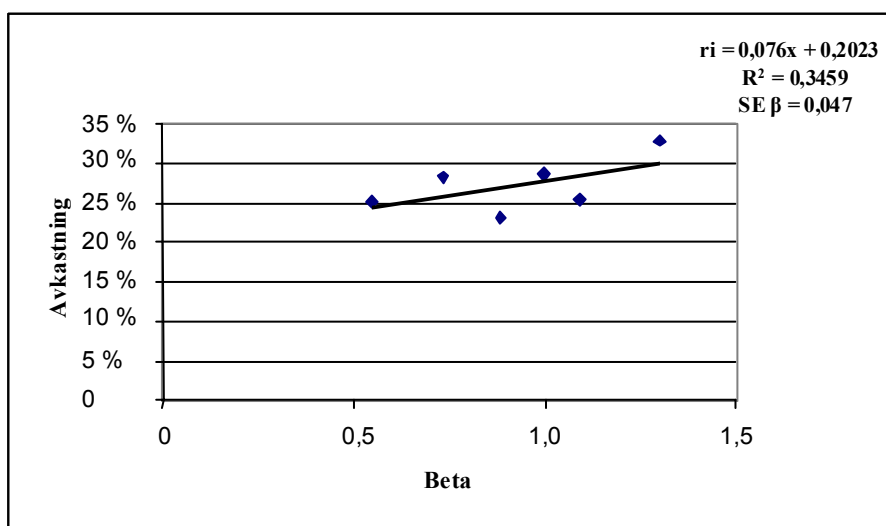
Figur 4.2: SML enligt BJS för perioden 1945-1960

Under den första perioden får sambandet mellan avkastningen och β -värdet en förklaringsgrad på 0,78. Perioden visar på en riskpremie på 10,38 % (15,1 % - 4,72 %). Standardfelet för β -värdet (SE_{β}) uppgår till 4,8 % vilket påvisar med hur mycket β -värdet varierar kring medelvärdet om ett konfidensintervall skapas. Ett konfidensintervall kommer dock inte att redovisas men standardfelet ger läsaren en bild av spridningen av β -värdet för varje period.



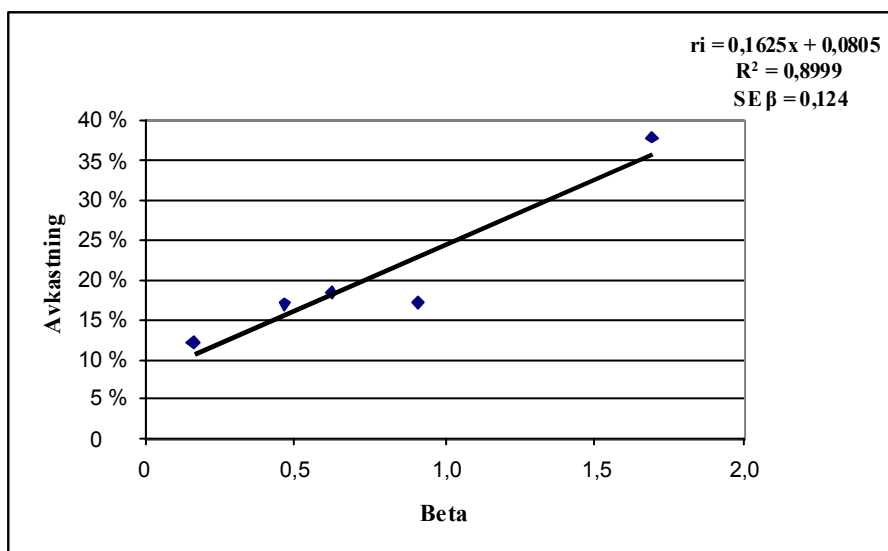
Figur 4.3: SML enligt BJS för perioden 1961-75

Perioden 1961-1975 ger en liknande riskpremie som föregående perioden, 9,91 % samt en hög förklaringsgrad (0,7833). Portföljen med lägst genomsnittligt β -värde ligger ovanför SML, vilket beror på att den genomsnittliga avkastningen i förhållande till dess β -värde är relativt hög. Om denna portfölj utesluts ur regressionen blir det ett näst intill perfekt linjärt samband dock med en låg r_z .



Figur 4.4: SML enligt BJS för perioden 1976-1990

Perioden mellan 1976-1990 har lägst riskpremie (7,6 %) och flackast regressionslinje. Detta beror till störst del på att en stor andel av aktierna har haft hög avkastning och samtidigt har spridningen av β -värden varit relativt liten. Den flacka linjen ger i jämförelse med övriga perioder en låg förklaringsgrad på 0,3459.



Figur 4.5: SML enligt BJS för perioden 1991-2002

Regressionen för perioden 1991-2002 får en relativt hög riskpremie på 16,25 %. Förklaringsgraden är väldigt hög, men vi kan trots detta inte dra allt för stora slutsatser från regressionen. Förklaringsgraden har förmodligen ökat mycket på grund av den extrema avkastningen som uppvisas i portfölj nummer ett. Då β -värdena uppvisar en större spridning leder detta till ett högre standardfel (12,4 %). Trots detta skall det påpekas att om Asea⁷, som återfinns i portfölj två, utesluts höjs förklaringsgraden ytterligare till 0,967 och samtliga portföljer hamnar på eller mycket nära SML.

4.5 Slutsatser av Black Jensen och Scholes analysen

Resultatet av regressionerna ligger i linje med vad BJS kom fram till. Sambandet mellan β -värdena och avkastningen för tre av fyra perioder är starka. För att återknyta till problemdiskussionen visar analysen att förklaringsgraden är högre än 0,4-0,6 som andra empiriska studier påvisar. Givetvis med skillnaden att denna studie jämför portföljer och inte enskilda aktier. Även BJS studie visar på starka förklaringsgrader under de perioder då testerna genomfördes.

Black antog att riskfri utlåning ej existerade till den riskfria räntan. För att detta skall gälla måste r_z (noll-beta portföljen) vara större än den riskfria räntan. Genom att

⁷Asea har haft ett högt β -värde men en förhållandevis låg avkastning. Se bilaga 4.

jämföra framräknade genomsnittliga r_z med genomsnittlig r_f i tabell 4.2 under samma period visar det att samtliga r_z överstiger r_f . Samtliga regressioner överensstämmer därmed med Blacks antagande.

Black menade också att desto lägre r_z ju mer överavkastar aktier med högre β -värden. Även detta stämmer överens med genomförda regressioner. I perioden 1976-1990 kan ses att en svagare lutning på SML ger ett högre r_z -värde, vilket i sin tur innebär proportionellt sett högre avkastning för aktier med lägre β -värde. Under perioden 1990-2002 visar r_z istället ett betydligt lägre värde vilket ger en brantare lutning på SML. I sin tur innebär det proportionellt sett högre avkastning för aktier med högre β -värde.

Under perioden 1976-1990 visar regressionen en betydligt lägre förklaringsgrad, cirka 0,35. Denna period uppvisade aktiemarknaden den högsta avkastningen av samtliga undersökta perioder. Detta beror på att samtliga portföljer redovisar väldigt hög och jämn avkastning samt att spridning på β -värdena är relativt liten.

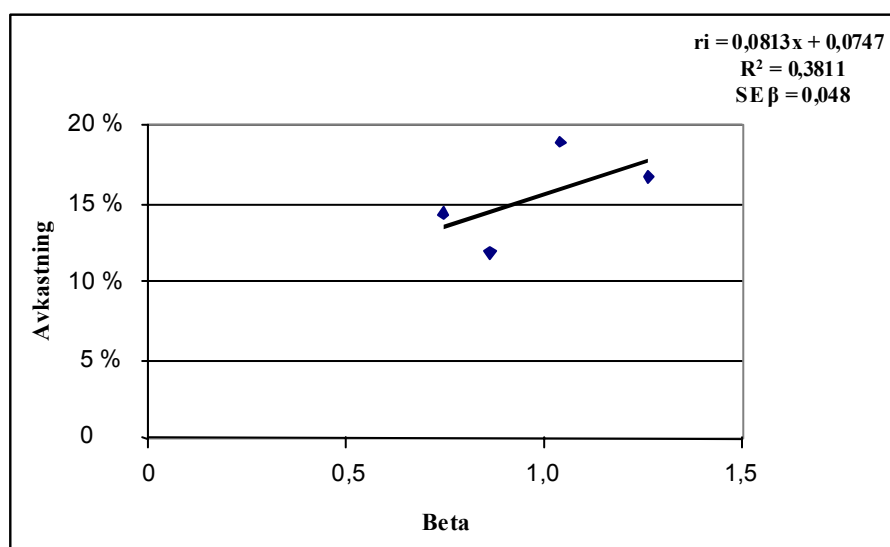
Tabell 4.9: Jämförelse av riskpremier

År	$r_m - r_f$	$r_p - r_f$	$r_p - r_z$
45-60	0,098	0,116	0,104
61-75	0,046	0,107	0,099
76-90	0,119	0,165	0,076
91-02.	0,094	0,111	0,163

I tabell 4.9 redovisas riskpremierna för det viktade marknadsindexet ($r_m - r_f$), det oviktade indexet ($r_p - r_f$) samt riskpremierna framräknade genom regression ($r_p - r_z$). För de två första perioderna ligger $r_p - r_z$ mitt emellan de två övriga riskpremierna. I de två nästföljande perioderna ligger $r_p - r_z$ under respektive över. Som synes kan inte någon trend påvisas då $r_p - r_z$ jämförs med övriga riskpremier. Med ett större urval hade det kanske varit möjligt att se en trend. I och med att Blacks studie visar att $r_z > r_f$ kan en studie med ett större urval generera ett utfall där $r_p - r_z$ ger den lägsta riskpremien.

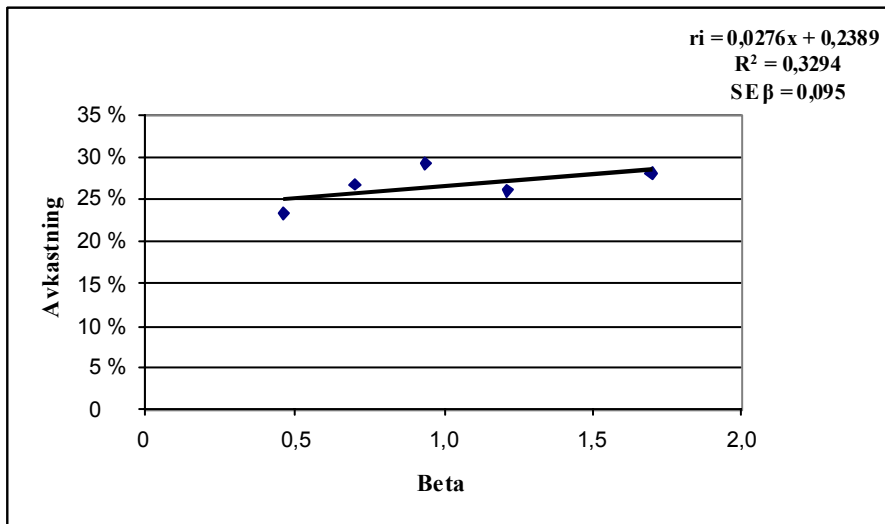
4.6 Analys av historiska β -värden och framtida verklig avkastning

I denna del av analysen jämförs β -värdena från vardera perioden med den genomsnittliga avkastningen i nästkommande period, det vill säga β -värdet från perioden 1945-1960 har jämförts mot avkastningen för perioden 1961-1975 och så vidare enligt studien av FM. Detta görs i förhoppning att hitta ett samband mellan historiskt β -värde och framtida verklig avkastning. Respektive företags β -värden jämförs mot dess avkastning. Detta ger en jämförelse för perioderna 1961-1975, 1976-1990 samt 1991-2002, se figur 4.6 till 4.8.



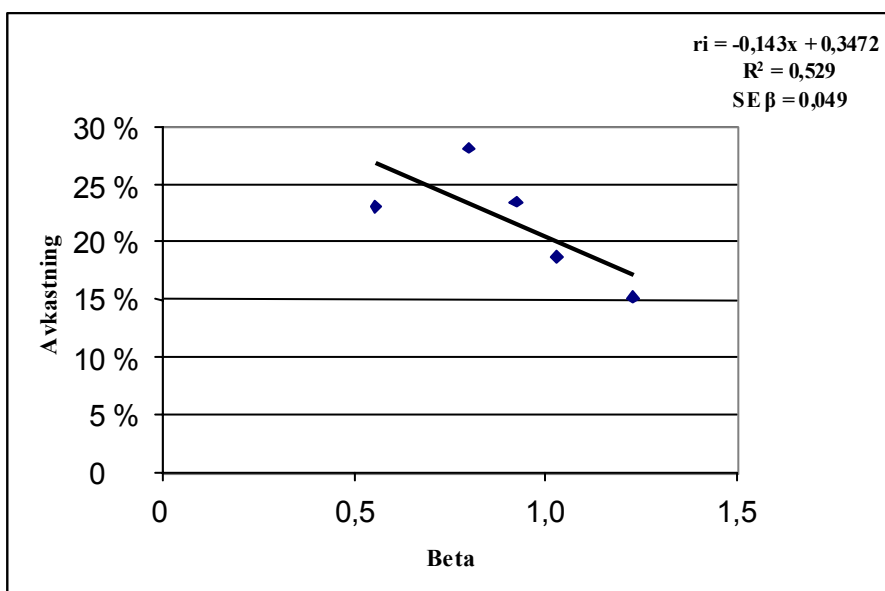
Figur 4.6: SML enligt FM för perioden 1961-1975

För den första undersökta perioden fås en riskpremie på 8,13 % (15,6 % - 7,47 %) samt en riskfri ränta på 7,47 %. Förklaringsvärdet är endast 0,3811, standardfelet är dock lågt.



Figur 4.7: SML enligt FM för perioden 1976-1990

Under perioden 1976-1990 bildas en väldigt flack positiv lutning på regressionslinjen. Detta ger en riskpremie på blott 2,76 % (26,65 % - 23,89 %). Perioden 1976-1990 är den period i undersökningen som uppvisade störst uppgång för aktierna vilket leder till vissa extremvärden. Framförallt är det Electrolux med högt β -värde men låg avkastning samt Ericsson och SHB med lågt β -värde men hög avkastning som får betydelse för regressionslinjens lutning. Även här har regressionen en låg förklaringsgrad.



Figur 4.8: SML enligt FM för perioden 1991-2002

Perioden 1991-2002 har en negativ riskpremie⁸ (-14,3 %). Detta är till stor del till följd av extremvärden. Dels Asea och Trelleborg som har högst β -värde men samtidigt lägst avkastning. Dessutom har SEB, SHB och H&M lågt β -värde men extremt hög avkastning vilket får negativ inverkan på regressionen. Om dessa utesluts får regressionslinjen istället positiv lutning och en riskpremie på 7,18 %. Även förklaringsvärdet är högre i fallet då aktierna med extremvärden utesluts.

4.7 Slutsats av Fama och MacBeth analysen

Utfallen visar inget starkt samband mellan det beräknade β -värdet och det verkliga utfallet av avkastningen. De låga förklaringsgraderna kan böttna i ett litet urval eller att sambandet mellan historiskt β -värde och verklig framtida avkastning helt enkelt är så pass osäkert som det visar. En annan förklaring till att analysen inte stämmer överens med FM är att utvalda perioder är för långa och oexakta. Hade kortare perioder använts och tillgång till månadsdata funnits kanske testerna hade utfallit annorlunda. Hela intervallet spänner över 40 år och under en sådan lång tidsperiod förändras ekonomin så pass mycket att det ger en kännbar inverkan på resultatet.

Extremvärden har en stor inverkan på regressionerna trots att aktierna grupperas i portföljer. Vid rensning av extremvärden fås resultat som mer överensstämmer med FM:s studier. Att rensa ut extremvärden ger inte ett mer rättvisande resultat eftersom avkastningen i underlaget baseras på faktiska händelser. Istället hade det varit önskvärt att ha tillgång till ett större antal aktier då detta skulle kompensera och jämna ut de extremvärden som förekommer och ge ett annorlunda resultat.

Extremvärden får en större inverkan i denna analys än vid analysen med BJS som grundteori. Detta kan bero på att det var ett mindre antal företag som kunde appliceras på formeln i detta urval i jämförelse med det tidigare urvalet. Vid jämförelser mellan FM och BJS verkliga utfall skiljer sig dessa i just detta hänseende. BJS har betydligt högre förklaringsgrader än FM eftersom deras regression i stort sett har en perfekt korrelation.

⁸ Enligt CAPM skall den genomsnittliga lutningen på SML vara positiv (Haugen, 2001).

5 Slutsats

I detta kapitel redovisas vilka slutsatser som analysen har lett fram till.

5.1 Slutsatser från analysen på riskpremien

Hur skiljer sig en oviktad historisk riskpremie från en riskpremie baserad på Affärsvärldens viktade index?

Tabell 5.1 sammanfattar studien och visar att den oviktade portföljen (r_p-r_f) i det här fallet ger en högre riskpremie i samtliga perioder vid jämförelse med (r_m-r_f). Medelvärdena är signifikant skilda från varandra vid en 95 % -nivå vid tre av fyra perioder samt under hela tidsserien vilket indikerar att den oviktade premien, i detta fall, ger en högre historisk avkastning.

Tabell 5.1: Jämförelse av riskpremier

År	r_m-r_f	r_p-r_f	r_p-r_z
45-60	0,098	0,116	0,104
61-75	0,046	0,107	0,099
76-90	0,119	0,165	0,076
91-02.	0,094	0,111	0,163

Tabell 5.1 visar också utfallet från BJS-analysen där (r_p-r_z) har beräknats genom regression. Inledningsvis var uppfattningen att r_p-r_z skulle vara lägre än övriga riskpremier, eftersom sambandet $r_z > r_f$ gäller. En sådan trend gick inte att urskilja, men med ett större urval hade möjligtvis detta samband kunnat påvisas.

Det är svårt att dra några slutgiltiga slutsatser från dessa studier, framförallt på grund av att urvalet endast innefattar ett 30-tal företag. De tendenser som visas måste dock tas som en signal att ett oviktat index kan ge en ny bild av hur ett företag och framförallt dess ägare bör se på sin specifika marknad.

5.2 *Slutsatser från analysen på sambandet β -värde och avkastning*

Genererar en högre risk, mätt i β , en högre avkastning på den svenska marknaden enligt SML?

Redovisade resultat i BJS-studien tyder på ett starkt samband, dock med undantaget för perioden 1976-1990 då förklaringsgraden är betydligt lägre. Förklaringsgrader för övriga perioder ligger kring 0,8 och tyder på att ett högre β -värde i dessa fall ger en högre avkastning.

Black menade att desto lägre r_z ju mer överavkastar aktier med högre β -värden. Även detta stämmer överens med dessa regressioner. Under perioden 1976-1990 har SML svagare lutning, vilket i sin tur innebär proportionellt sätt högre avkastning för aktier med lägre β -värde. Under perioden 1990-2002 visar r_z istället ett betydligt lägre värde vilket ger en brantare lutning på SML. I sin tur innebär det proportionellt sätt högre avkastning för aktier med högre β -värde.

Utfallen från FM-analysen visar inget starkt samband mellan det beräknade β -värdet och det verkliga utfallet av avkastningen. En förklaring till att samtliga tre perioder har skilda resultat kan bero på att studerade tidsperioder är för långa och oexakta. Kortare perioder och månadsdata hade möjligtvis gett ett annorlunda resultat.

Extremvärden medför stor inverkan på resultatet vilket tyder på att urvalet var för litet. Ett större urval hade möjligtvis jämnat ut dessa extremer och bidragit till ett annorlunda utfall.

6 Förslag till vidare studier

Att utöka och göra liknande tester som här genomförts vore intressant. Urvalet har visat sig vara lite väl känsligt för extremvärden vilket skulle minska dess påverkan på utfallet. Det större urvalet tillsammans med mer exakt data, till exempel månadsdata skulle förmodligen innebära annorlunda resultat. Skulle dessa resultat ligga i linje med BJS och FM?

β -värdet har en låg förklaringsgrad. Det finns förmodligen åtskilliga som skulle vilja se ett annat mått än CAPM för skattning av avkastningskravet. Om det går att ta fram en lika enkel och användbar modell som har ett bättre förklaringsvärde än CAPM vore det en oerhörd upptäckt. Det kanske går att ta fram ett mått som är unikt för varje företag och dess egen marknad?

Det pratas mycket om den historiska riskpremien, men vad säger den om framtiden? Det kanske går att förbättra de flerfaktormodeller som finns idag. Med den historiska riskpremien som grund kan den utökas med antingen makrofaktorer som ränta, BNP-tillväxt, marknadsprognoser etcetera. Eller, om en unik riskpremie vill tas fram kan övriga variabler innehålla finansiella nyckeltal för just den marknaden för att på så sätt få fram en mer rättvisande riskpremie.

Källförteckning

Litteratur

Aktiespararna, Nr. 12 december, 2003, *Prognos för framtida börsutveckling*

Alexander, G. J., Sharpe, W., Bailey, *Fundamentals of investments*, 3rd edition. Prentice Hall, New Jersey, 2001.

Andersson, G., Jorner, U., Ågren, A., *Regressions- och tidsserieanalys*. Studentlitteratur, Lund, 1994.

Black, F., Capital Market Equilibrium with Restricted Borrowing, *Journal of Business*. Juli 1972 vol. 45.

Black, F., Jensen, M. C., Scholes, M., *The Capital Asset Pricing Modell: Some Empirical Tests*, in M.C. Jensen, *Studies in Theories of Capital Markets*, ed. New York, Praeger, 1972.

Bodie, Z., Kane, A., Marcus A.J., *Investments*, fourth edition. McGraw Hill, New York, 1999.

Brealey, R., Myers, S., *Principles of Corporate Finance*, 6th edition. McGraw-Hill, Burr Ridge, 2000.

Copland, T., Koller, T., Murrin, J., *Valuation-Measuring and Managing the Value of Companies*. Wiley cop, New York, 2000

Cornell, B., *The Equity Risk premium: The long run future of the stock market*. John Wiley & Sons, New York, 1999.

Dahmström, Karin, *Från datainsamling till rapport*, Studentlitteratur, Lund, 1996.

Damodaran, A., *Investment Valuation Tools and Techniques for Determining the Value of Any Asset*, 2nd edition. John Wiley an Sons Inc, New York, 2002

De Ridder, A., *Företaget och finansmarknaden*, Adri De Ridder, Stockholm, 1997.

De Ridder, A., *Effektiv kapitalförvaltning*. Adri De Ridder och Nordstedts Juridik AB, Stockholm, 2002.

Dimson, E., Marsh, P., Staunton, M., *Triumph of the Optimists 101 years of global investment returns*. Princeton University press, Princeton, 2002.

Fama, E. F., MacBeth, J., Tests of Multiperiod Two Parameter Model. *Journal of Financial Economics*. Maj 1974.

Frennberg, P., Hansson, B., Computation of a Monthly Index for Swedish Stock Returns 1919.1989. *Scandinavian Economic History Review*, No 1, 1992.

Gimbe, P., 1999 blev storaffärernas år, *Finanstidningen*, 1999-12-30.

Grinblatt, M., Titman, S., *Financial Markets and Corporate Strategy*, 2nd edition, McGraw-Hill, New York, 2002.

Haugen, R. A., *Modern Investment Theory*, 5th edition, Prentice Hall, New Jersey, 2001.

Hessel, D., Jagerstrand, D., *Capital Asset Pricing Modell: En studie ur investeringsperspektiv av CAPM som analysinstrument*, D-uppsats. Göteborg, 1999

Körner, S., Wahlgren, L., *Statistisk dataanalys*, Studentlitteratur, Lund, 2000.

Siegel, J. J., *The Shrinking Equity Premium: Historical facts and future forecasts. The journal of portfolio management*. Fall 1999, vol. 26.

TT Nyhetsbanken, 2001-12-10, *Sydsvenska Kemi säljer Perstorp-verksamheter*,

Vinell, L., De Ridder, A., *Aktiens avkastning och risk: teori och praktik*. Nordstedts Juridik AB, Stockholm, 1990.

Welch, I., Views of financial economists on the equity premium and other issues. *Journal of Business*, 73: 501-37, 2000.

Wiedersheim-Paul, F., Eriksson, L.T., *Att utreda forska och rapportera*. Liber, Malmö, 2001.

Internet

<http://www.abb.se> 2003-11-28

<http://www.alfalaval.se> 2003-11-27

<http://www.astrazeneca.se> 2003-11-28

<http://www.bonnier.se> 2003-11-28

<http://www.frbsf.org> 2003-11-25

<http://www.hemscott.co.uk> 2003-11-25

<http://www.iijpm.com> 2003-11-26

<http://www.miapavia.com> 2003-11-26

<http://www.kinnevik.se> 2003-11-28

http://www.saab.se	2003-11-28
http://www.seb.se	2003-11-28
http://www.storaenso.se	2003-11-28
http://www.stockholmsborsen.se	2003-12-17
http://www.sydkraft.se	2003-11-28

Statistiska Databaser

Six Trust	2003-12-05
-----------	------------

Teori: Redogörelse av CAPM, riskpremien, β och Sharpekvoten

CAPM

Capital Asset Pricing Model (CAPM) utvecklad av Sharpe 1964 är en metod för att beräkna avkastningskravet på en tillgång genom relationen mellan risk mot förväntad avkastning under en viss period (Grinblatt, Titman, 2002). Det är förvisso den äldsta metoden för att räkna fram ett avkastningskrav men den är allmänt accepterad och fortfarande den vanligast förekommande (Damodaran, 2002).

Modellen bygger på följande antaganden (Grinblatt, Titman, 2002):

1. Investerare är endast intresserade av genomsnittlig avkastning och varians av portföljens avkastning.
2. Inlåning och utlåning till en riskfri ränta.
3. Marknaden är friktionsfri.
4. Investerare har samma inställning till risk, det vill säga alla investerare kommer fram till samma slutsats vad gäller genomsnittlig avkastning och standardavvikelse för samtliga portföljer.⁹

CAPM är en långsiktig jämviktsmodell och avser en marknadsportfölj som består av samtliga tillgångar på alla marknader. Eftersom det vore nästintill omöjligt att värdera alla tillgångar används normalt sett ett index som approximation för marknadsportföljen, exempelvis Affärsvärdens Generalindex. CAPM beräknas enligt följande formel:

$$E(r_i) = r_f + \beta [E(r_m) - r_f]$$

där:

r_f = riskfri avkastning

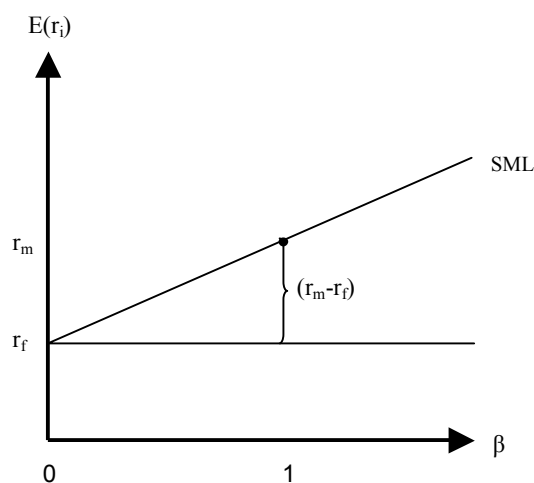
$E(r_m)$ = marknadens förväntade avkastning

β = beta

⁹ Antagandet om samma inställning till risk innebär att inga investerare kommer att försöka slå index genom aktiv managing. Det kan dock fortfarande vara användbart att göra en *mean-variance analysis* även om alla investerare når samma resultat (Grinblatt, Titman, 2002).

Med CAPM beräknas det avkastningskrav (r_i) investerare kräver för att investera i en tillgång med en given risk. Avkastningen är således vad investerare förväntas tjäna under den period de håller tillgången.

För att kompensera investerare för den risk de tar när de investerar i tillgången inkluderas den riskfria räntan i modellen. Detta kan ses som en alternativkostnad (Cornell, 1999), det vill säga vad de skulle kunna tjänat om de i stället investerat i ett ”riskfritt” sparalternativ. Riskpremien ($r_m - r_f$) är konstant vid beräkning av avkastningskravet för samtliga aktier på en marknad vilket innebär att endast β -värdet får inverkan på avkastningskravet. Detta leder till att tillgångens förväntade avkastning är en linjär funktion av dess systematiska risk (De Ridder, 1997). Den linjära funktionen som bildas visas i figur 1 och benämns Security Market Line (SML). Här visas just sambandet mellan den estimerade avkastningen och risken räknat i β . Eftersom β -värdet är unikt för varje aktie fås en egen riskpremie, $\beta[E(r_m) - r_f]$, beroende på dess osystematiska risk (Brealey, Myers, 2000). Alla dessa aktier kommer därför att ligga längs med SML. Om de inte gör det justeras de upp så att dess avkastning är relaterad till den risk de bär.



Figur 1: The Capital Asset Pricing Model

Källa: Brealey, Myers (2000)

β -värdet

β -värdet i modellen syftar till att kompensera investerarna för den marknadsspecifika (systematiska) risk som investeringen medför. Den systematiska risken påverkar alla

företag och enligt CAPM är den det relevanta måttet på risk (Alexander, Sharpe, Bailey, 2001). β -värdet anger hur tillgångens och marknadens avkastning är korrelerade till varandra samt variationen i marknadsportföljens avkastning (De Ridder, 1997). Denna risk kan inte diversifieras bort genom att låta portföljen innehålla flera tillgångar (till skillnad från osystematisk risk) varför β -värdet inkluderas i CAPM. En förutsättning för CAPM är som sagt att investerare håller en väldiversifierad portfölj varför den osystematiska risken helt har diversifierats bort och således inte behöver kompenseras för.

β -värdet beräknas enligt följande formel:

$$\beta_i = \frac{Cov(r_i, r_m)}{\sigma^2(r_m)}$$

där:

$Cov(r_i, r_m)$ = tillgångens samvariation med marknadsportföljen

$\sigma^2(r_m)$ = variansen i marknadsportföljens avkastning¹⁰

Ett β -värde högre än ett¹¹ påvisar att aktien reagerar häftigare på förändringar i marknadsportföljen än genomsnittet. Ett β -värde lägre än ett antyder att aktien reagerar mindre på variationer i marknadsindex än genomsnittet. Aktier med lägre β -värde är således teoretiskt sett en säkrare investering men genererar dock lägre avkastning.

Riskpremien

Riskpremien är ett mått som visar på hur mycket extra aktiemarknaden kräver utöver avkastningen på den riskfria placeringen för att placera sina pengar i aktier. För att beräkna marknadens riskpremie krävs det att man uppskattar marknadens förväntade avkastning (r_m) samt den riskfria räntan (r_f). Hur denna skall tas fram råder det dock delad mening om. Eftersom estimering om framtida avkastning är tämligen osäker samt relevansen av historisk data kan ifrågasättas har metoden debatterats flitigt (Copeland, Koller, Murrin, 2000). Den historiska riskpremien kan vara en vägledning för en stor och väldiversifierad marknad med lång historia av avkastning på aktier och andra värdepapper. För länder med en kortare historia och där

¹⁰ Risk beskrivs vanligtvis i termerna varians (σ^2) eller standardavvikelse (σ) (Alexander, Sharpe, Bailey)

¹¹ Marknadsindex har per definition $\beta=1$ (Dimson, Marsh, Staunton, 2002)

värdepappersmarknaden endast representerar en liten del av den totala ekonomin har den historiska riskpremien mindre relevans. (Damodaran, 2002) Trots detta är den historiska riskpremien ändå ett mått som används, om än med skiftande uppskattningar.

Tittar vi till riskpremiens första del, det vill säga marknadens avkastning, måste vi till att börja med se till vilken marknad vi ska bedöma. I detta fall är den svenska marknaden av intresse där Affärsvärldens generalindex är det mest använda sedan starten 1918. Vid användning av historiska data bör man till att börja fråga sig vilken historisk tidsperiod som skall användas? (Damodaran, 2002) Om vi vill räkna fram den svenska marknadens avkastning genom att använda oss av historiska data på svenska aktier från 1919-2000 blir den 13,1 % med en standardavvikelse på 22,3 %. Väljer vi en tidsperiod på 25 år mellan 1976-2000 bli den istället 22,1 % och en standardavvikelse på 27,9 % (De Ridder, 2002). Som vi ser blir skillnaden avsevärd beroende på vald tidsperiod. Vilken tidsperiod som är rätt råder det som sagt delade meningar om. En längre period minskar standardfelet men å andra sidan måste man tänka på att marknaden på 1920-talet kanske inte säger speciellt mycket om dagens marknad.

Den andra delen i riskpremien är den riskfria räntan, (r_f). Vilken tidsperiod som ska användas är även här ett ämne för diskussioner. Damodaran (2002) förespråkar exempelvis att 10-åriga statsobligationer bör användas som den riskfria placeringen. Grinblatt och Titman (2002) menar att ”de flesta akademiska studier av CAPM har använt kortsiktig statsobligation som approximation för den riskfria räntan” (ibid, sid. 155). Vad som talar för den korta räntan är att inflationsrisk och landsspecifik risk är mindre eftersom den är just kortsiktig.

Det finns dock förespråkare som menar att det inte existerar någon riskfri ränta (Black, 1972). Antagandet som styr den riskfria räntan enligt CAPM-teorin är att alla investerare kan låna eller låna ut till en riskfri ränta. Detta är ett teoretiskt antagande som författarna anser inte håller i verkligheten och modellen skulle ändras avsevärt om man bortser från detta. Författaren genomförde studier där ingen riskfri ut- eller inlåning var möjlig samt där endast riskfri inlåning tilläts. Resultaten blev att SML fick en mindre lutning vilket innebar att den riskfria räntan, här kallad r_z , blir högre.

Slutsatsen var att antagandet om riskfri in- och utlåning är en stor begränsning i CAPM.

Sharpe-kvoten

Sharpe-kvoten, utvecklat av Sharpe 1966 (Haugen, 2001), beräknas genom att dividera riskpremien för en portfölj med dess standardavvikelse enligt följande formel:

$$S_p = \frac{E(r_p) - r_f}{\sigma_{r_p}}$$

där:

$E(r_p) - r_f$ = Riskpremie för portföljen (årlig avkastning för portföljen – riskfri avkastning)

σ_{r_p} = Standardavvikelse av avkastningen

Metoden mäter en investerings prestation gentemot den risk som investeringen medför. Sharpe-kvoten är i första hand ett jämförelsemått mellan två liknande investeringar, exempelvis två fonder. Genom att räkna fram Sharpe-kvoten för de två fonderna visar man vilken fond som har gett bäst avkastning i förhållande till risken. (De Ridder, 2002)

Sharpe-kvoten är användbar på alla typer av investeringar (www.miapavia.com). Värdet på investeringen¹² beräknas periodiskt, exempelvis månadsvis, därefter beräknas den genomsnittliga procentuella avkastningen per månad under exempelvis ett år varefter standardavvikelsen tas fram. Därefter tas aktuell riskfri avkastning fram och riskpremien för investeringen beräknas.

¹² Initialinvestering inklusive eventuell vinst/förlust.

Portföljen av företag

Följande företag har använts i analysen:

Företag	Tidsperiod
AGA	1945-1999
Alfa Laval	1945-1990
Asea Brown Boveri	1945-2002
Astra Zeneca	1956-2002
Atlas Copco	1945-2002
Custos	1945-2002
Electrolux	1945-2002
LM Ericsson	1945-2002
Esselte	1945-2001
Gotland	1965-2002
Hennes och Mauritz	1975-2002
Hexagon	1969-2002
Hufvudstaden	1945-2002
Industrivärden	1945-2002
Investor	1945-2002
Korsnäs	1945-1989
Marieberg	1965-1990
Perstorp	1971-2000
Ratos	1956-2002
SaabScania	1945-1990
Sandviken	1945-2002
SCA	1951-2002
SEB	1973-2002
Skandia	1945-2002
Skanska	1945-2002
SKF	1945-2002
Stora Enso	1945-2002
Svenska Handelsbanken	1945-2002
Sydskraft	1967-2000
Trelleborg	1965-2002
Volvo	1945-2002

Orsaker till brutna tidsserier

- AGA var noterat fram till 1999 då det blev uppköpt av Lindes och avnoterat från Stockholmsbörsen (Gimbe, 1999).
- Alfa Laval köptes av Tetra Pak under 1991 och finns därefter inte längre på Stockholmsbörsen (www.alfalaval.se).
- Asea blev genom en fusion Asea Brown Boveri (ABB) 1989. Från 1989 till 1995 fanns det en A-aktie och en B-aktie. Därefter kunde ABB ltd och ABB AB handlas på börsen för att slutligen endast vara en aktie noterad på Stockholmsbörsen (www.abb.se).
- Astra och Zeneca genomförde en fusion 1999 och bildar AstraZeneca (www.astrazeneca.se). Aktien fortsätter handlas på Stockholmsbörsen men under det nya namnet.
- Korsnäs blir helägt av Kinnevik 1992 men avnoterades från Stockholmsbörsen två år tidigare (www.kinnevik.se).
- Tidnings AB Marieberg och Medieverksamheten i AB Bonnierföretagen samlas i det nybildade företaget AB Bonnier och avnoteras därmed från Stockholmsbörsen 1998 (www.bonnier.se).
- Perstorps svenska del köptes upp av Almgren och Palm under 2001 och avnoteras därmed från Stockholmsbörsen (TT Nyhetsbanken, 2001).
- SaabScania avnoterades från Stockholmsbörsen 1991 för att bli publikt igen 1998, dock med skillnaden att Saab AB och Scania gick skilda vägar under 1995 (www.saab.se).
- Skandinaviska Enskilda Banken bildades 1973 av Skandinaviska Banken och Stockholms Enskilda Bank (www.seb.se). Trots båda bankernas långa historia innehåller datamaterialet endast aktiekurser sedan sammanslagningen.

- Stora Ensos data består endast av STORA fram till 1998 då företaget gick samman med Enso (www.storaenso.se).
- Sydkraft avnoterades i september 2001 eftersom den nya ägarstrukturen inte uppfyllde de uppställda krav som finns på Stockholmsbörsen. Sydkraft är idag noterat på börser i Frankfurt och New York. Företaget ägs av den tyska E.ON-gruppen och norska Statkraft (www.sydkraft.se).

Statistiska förklaringsvariabler

Våra regressioner är gjorda i statistikprogrammet SPSS samt Excell. Programmen räknar fram önskade nyckelvärden för att påvisa relevansen i regressionerna. Programmen används också vid signifikanstester samt övriga tester. Nedan beskrivs hur dessa värden skall tolkas.

Korrelationskoefficienten

Korrelationskoefficienten (r) beskriver den linjära anpassningens styrka mellan x -värdet och y -värdet. Tecknet på r visar om lutningen på linjen är positiv eller negativ. Om vi till exempel för en regression där alla värden ligger på en rak positivt lutande linje innebär det att vi har ett fullständigt positivt linjärt samband, och därmed $r = +1$. Ligger punkterna istället på en rak negativ lutning fås ett fullständigt negativt linjärt samband, det vill säga $r = -1$. (Andersson, Jorner och Ågren, 1994)

Bristen med r är att det endast mäter graden av det linjära sambandet och inte andra samband som kan uppstå. r -värdet är också mycket känsligt för "outliers" vilket innebär att om det finns ett extremvärde i populationen påverkas korrelationskoefficienten avsevärt. Vidare är det viktigt att poängtera att det endast är det linjära sambandets styrka som mäts och inte orsakssambandet.

Förklaringsvärdet (R^2)

Förklaringsvärdet fås genom att multiplicera korrelationskoefficienten med sig själv. Eftersom korrelationskoefficienten endast kan anta värden i intervallet -1 och $+1$ kan förklaringsvärdet endast anta värden mellan 0 och $+1$. Måttet visar på hur stor del av den totala variationen i den beroende variabeln som förklaras av den oberoende variabeln. Den delen som ej förklaras av den oberoende variabeln förklaras av andra faktorer som ej finns med i regressionen. För att nå så hög trovärdighet som möjligt strävar man efter att få en förklaringsgrad så nära $+1$ som möjligt.

t-kvoten

Eftersom våra skattningar i de flesta fall baseras på mindre än 30 observationer använder vi oss av t -fördelningen istället för en normalfördelning. Då det i vissa fall är mer än 30 observationer blir t -fördelningen samma sak som normalfördelningen. t -värdet räknas fram med följande formel:

$$\bar{\chi} \pm t * \frac{s}{\sqrt{n}}$$

där:

$\bar{\chi}$ = medelvärdet

t = hämtas från tabell över t -fördelningen

s = standardavvikelsen för medelvärdet

n = antal observationer

Den framräknade t -kvoten är ett mått på huruvida det skattade β -värdet skiljer sig signifikant från noll, sedan hänsyn tagits till slumpvariationen. En högre (numerisk) t -kvot ger en större säkerhet att avvikelser inte enbart orsakas av slumpen. Genom att sedan bestämma till vilken konfidensnivå utfallet skall testas kan man se om det skattade β -värdet skiljer sig från noll och därmed att en förändring i en x -variabel ger en effekt på y -variabeln.

p-värdet

p -värdet anger sannolikheten att de två testade medelvärdena inte är signifikant skilda från varandra utan sammanfaller. Om t -testet sker på 95 % -nivån innebär det att p -värdet måste understiga 0,05 för att ge ett signifikant testresultat. Desto mindre p -värdet är desto starkare är signifikansen. Med andra ord hjälper p -värdet till att visa på hur starkt resultat från t -testet är.

Standardfel

Standardfelet fås genom att dividera standardavvikelsen av ett medelvärde med roten ur antalet observationer. Formeln visar att desto större antal observationer ett medelvärde är baserat på desto mindre blir standardfelet.

*Mätfel*¹³

Då vår uppsats främst är baserad på genomförda regressioner beskrivs de uppkomna och förekommande mätfelen i våra ovan beskrivna tolkningsvärden. Dessa mätfel har uppstått på grund av de brister som finns i regressionen som analysinstrument. För att öka trovärdigheten beskriver vi dessa brister i analysen.

¹³ Mätfel är skillnaden mellan det sanna värdet och uppgivet värde (Dahmström, 1996).

Indelning av portföljer

Bilagan innehåller en sammanställning av vilka aktier som ingår i respektive portfölj uppdelat per period. I tabellerna ingår även information om aktiernas β -värde samt avkastning. Först visas en sammanställning enligt Black, Jensen, Scholes (BJS) testet därefter följer en sammanställning enligt Fama, MacBeth (FM) testet.

β -värde samt avkastning för varje aktie i portfölj 1 till 4, 1945-1960, BJS. Förklaring till tabell 4 i analyskapitlet.

Portfölj 1						
	SCA	Korsnäs	Skanska	Elux	Sandvik	Volvo
Beta	1,358	1,313	1,266	1,224	1,223	1,216
Avk.	0,270	0,204	0,122	0,147	0,133	0,137

Portfölj 2					
	LME	AGA	ASEA	SaabSca	Atlas Cpco
Beta	1,215	1,084	1,020	0,957	0,939
Avk.	0,190	0,155	0,124	0,172	0,223

Portfölj 3					
	Alfa Laval	SKF	Esselte	Custos	Investor B
Beta	0,928	0,886	0,854	0,833	0,818
Avk.	0,131	0,145	0,096	0,161	0,158

Portfölj 4					
	Stora	I-värden	SHB	Skandia	Hufv.std
Beta	0,807	0,795	0,792	0,680	0,637
Avk.	0,148	0,176	0,081	0,097	0,079

β -värde samt avkastning för varje aktie i portfölj 1 till 5, 1961-1975, BJS. Förklaring till tabell 5 i analyskapitlet.

Portfölj 1					
	Volvo	Marieberg	Elux	Skanska	ASEA
Beta	2,204	1,909	1,619	1,486	1,278
Avk.	0,255	0,398	0,198	0,198	0,155

Portfölj 2					
	Custos	AGA	Hufv.std	SaabSca	Skandia
Beta	1,256	1,248	1,217	1,179	1,177
Avk.	0,140	0,165	0,275	0,154	0,191

Portfölj 3					
	Trelleborg	ASTRA	Korsnäs	SKF	SCA
Beta	1,092	1,078	0,916	0,818	0,810
Avk.	0,069	0,313	0,106	0,084	0,104

Portfölj 4					
	I-värden	Ratos	Investor B	Stora	LME
Beta	0,792	0,724	0,715	0,644	0,627
Avk.	0,113	0,120	0,089	0,036	0,144

Portfölj 5				
	SHB	Atlas Cpc	Sandvik	Alfa Laval
Beta	0,586	0,573	0,448	0,259
Avk.	0,099	0,166	0,141	0,154

β -värde samt avkastning för varje aktie i portfölj 1 till 6, 1976-1990, BJS. Förklaring till tabell 7 i analyskapitlet.

Portfölj 1					
	ASEA	Trelleborg	Korsnäs	Gotland	Skandia
Beta	1,498	1,304	1,256	1,227	1,212
Avk.	0,328	0,346	0,278	0,414	0,277

Portfölj 2					
	Marieberg	SCA	Custos	SKF	Volvo
Beta	1,209	1,098	1,057	1,053	1,042
Avk.	0,335	0,238	0,243	0,210	0,248

Portfölj 3					
	Investor B	LME	Perstorp	Stora	SHB
Beta	1,025	1,019	1,002	0,977	0,949
Avk.	0,271	0,331	0,286	0,247	0,297

Portfölj 4					
	Ratos	Sydskraft	Atlas Cpc	Elux	SE-bank
Beta	0,932	0,889	0,877	0,876	0,858
Avk.	0,264	0,317	0,157	0,172	0,252

Portfölj 5					
	I-värden	ASTRA	Skanska	Sandvik	Alfa Laval
Beta	0,795	0,748	0,720	0,708	0,689
Avk.	0,228	0,391	0,322	0,242	0,232

Portfölj 6					
	SaabSca	H&M	Hexagon	Hufv.std	AGA
Beta	0,678	0,636	0,540	0,530	0,373
Avk.	0,348	0,299	0,174	0,247	0,185

β -värde samt avkastning för varje aktie i portfölj 1 till 5, 1991-2002, BJS. Förklaring till tabell 8 i analyskapitlet.

Portfölj 1						
	SE-bank	LME	SHB	Skandia	H&M	I-värden
Beta	3,058	1,951	1,550	1,505	1,058	1,034
Avk.	0,618	0,293	0,400	0,242	0,559	0,162

Portfölj 2						
	Ratos	Skanska	SKF	Stora	ASEA	Sandvik
Beta	1,022	0,952	0,898	0,879	0,853	0,853
Avk.	0,279	0,134	0,218	0,156	0,024	0,228

Portfölj 3					
	ASTRA	Investor B	Atlas Cpc	Perstorp	Elux
Beta	0,797	0,666	0,585	0,554	0,493
Avk.	0,284	0,140	0,211	0,085	0,206

Portfölj 4					
	Trelleborg	Custos	Hexagon	Volvo	AGA
Beta	0,489	0,488	0,471	0,455	0,423
Avk.	0,085	0,196	0,228	0,177	0,161

Portfölj 5					
	Hufv.std	SCA	Esselte	Sydskraft	Gotland
Beta	0,333	0,326	0,289	0,133	-0,284
Avk.	-0,020	0,174	0,108	0,132	0,213

β -värde för perioden 1945-1960 samt avkastning för perioden 1961-1975 för varje aktie i portfölj 1 till 4, FM. Förklaring till tabell 4 i analyskapitlet.

Portfölj 1						
	SCA	Korsnäs	Skanska	Sandvik	Elux	Volvo
Beta	1,358	1,313	1,266	1,223	1,224	1,216
Avk.	0,104	0,106	0,198	0,141	0,198	0,255

Portfölj 2					
	LME	AGA	ASEA	SaabSca	Atlas Cpco
Beta	1,215	1,084	1,020	0,957	0,939
Avk.	0,144	0,165	0,313	0,154	0,166

Portfölj 3					
	Alfa Laval	SKF	Esselte	Custos	Investor B
Beta	0,928	0,886	0,854	0,833	0,818
Avk.	0,154	0,084	0,128	0,140	0,089

Portfölj 4					
	Stora	I-värden	SHB	Hufv.std	Skandia
Beta	0,807	0,795	0,792	0,637	0,680
Avk.	0,036	0,113	0,099	0,275	0,191

β -värde för perioden 1961-1975 samt avkastning för perioden 1976-1990 för varje aktie i portfölj 1 till 5, FM. Förklaring till tabell 5 i analyskapitlet.

Portfölj 1					
	Volvo	Marieberg	Elux	Skanska	ASEA
Beta	2,204	1,909	1,619	1,486	1,278
Avk.	0,248	0,335	0,172	0,322	0,328

Portfölj 2					
	Custos	AGA	Hufv.std	SaabSca	Skandia
Beta	1,256	1,248	1,217	1,179	1,177
Avk.	0,243	0,185	0,247	0,348	0,277

Portfölj 3					
	Trelleborg	ASTRA	Korsnäs	SKF	SCA
Beta	1,092	1,078	0,916	0,818	0,810
Avk.	0,346	0,391	0,278	0,210	0,238

Portfölj 4					
	I-värden	Ratos	Investor B	Stora	LME
Beta	0,792	0,724	0,715	0,644	0,627
Avk.	0,228	0,264	0,271	0,247	0,329

Portfölj 5					
	SHB	Atlas Cpc	Sandvik	Alfa Laval	
Beta	0,586	0,573	0,448	0,259	
Avk.	0,297	0,157	0,242	0,232	

β -värde för perioden 1976-1990 samt avkastning för perioden 1991-2002 för varje aktie i portfölj 1 till 5, FM. Förklaring till tabell 6 i analyskapitlet.

Portfölj 1						
	ASEA	Trelleborg	Gotland	Skandia	SCA	Volvo
Beta	1,498	1,304	1,227	1,212	1,098	1,042
Avk.	0,024	0,085	0,213	0,242	0,174	0,177

Portfölj 2					
	Custos	SKF	Investor B	LME	Perstorp
Beta	1,057	1,053	1,025	1,019	1,002
Avk.	0,196	0,218	0,140	0,293	0,085

Portfölj 3					
	Stora	SHB	Ratos	Elux	Sydskraft
Beta	0,977	0,949	0,932	0,876	0,889
Avk.	0,156	0,400	0,279	0,206	0,132

Portfölj 4					
	Atlas Cpc	SE-bank	I-värden	ASTRA	Skanska
Beta	0,877	0,858	0,795	0,748	0,720
Avk.	0,211	0,618	0,162	0,284	0,134

Portfölj 5					
	Sandvik	H&M	Hexagon	Hufv.std	AGA
Beta	0,708	0,636	0,540	0,530	0,373
Avk.	0,228	0,559	0,228	-0,020	0,161