



LUNDS
UNIVERSITET

Nationalekonomiska Institutionen
Ekonomihögskolan Lunds Universitet

Kandidatuppsats
Vårterminen 2017

Fama-Frenchs trefaktormodell och CAPM

En studie på Stockholmsbörsen under 2010 -2015

Författare
Petter Andersson Månsby
Anton Lindström

Handledare
Erik Norrman

Abstract

I den här uppsatsen testas Fama-Frenchs trefaktormodell och ”Capital Asset Pricing Model” för att jämföra vilken av modellerna som bäst förklarar avkastningen på OMX-Stockholmsbörsen. Aktiedata från ett urval av Large cap och Small cap aktier analyseras under åren 2010-2015. Hur väl modellerna fungerar avgörs med en regressionsanalys, där riskpremierna RMRF, SMB och HML studeras. RMRF blev genomgående positivt signifikant medan varken SMB eller HML var särskilt relevanta för att förklara avkastningen. Resultatet tyder på att trefaktormodellen förklarar avkastningen i lika hög utsträckning som CAPM men eftersom trefaktormodellen använder ytterligare två variabler skulle modellen kunna betraktas som överflödig. Slutsatsen blir att en passiv investeringsstrategi, likt CAPM, är att föredra framför en aktiv investeringsstrategi som utgår ifrån Fama-Frenchs trefaktormodell.

Nyckelord: CAPM, Fama-French, trefaktormodellen, Beta, HML, SMB, RMRF,
Regressionsanalys

Vi vill rikta ett särskilt tack till vår handledare Erik Norrman för värdefulla tips och råd under arbetet med uppsatsen.

Innehållsförteckning

1. Introduktion	1
1.1 Inledning	1
1.2 Syfte	1
1.3 Avgränsning	2
1.4 Frågeställning	2
2. Teori	3
2.1 CAPM	3
2.1.1 Invändningar mot CAPM	5
2.2 Fama-French trefaktormodell (1993).....	6
2.2.1 Förklarande variabler.....	6
2.2.2 Beroende variabler	8
2.2.3 Tidsserieregressionen	9
2.2.4 Kritik mot trefaktormodellen	10
2.3 Övriga teoretiska begrepp	10
2.3.1 Jensen's Alpha	10
2.3.2 Encompassing principle.....	11
2.4 Tidigare forskning	11
3. Metod.....	16
3.1 Övergripande metod	16
3.2 Regressionerna	17
3.3 Omformningen av portföljerna.....	18
3.4 Data	18
3.5 Datatester.....	20
4. Resultat och Analys.....	21
4.1 Hela perioden, 2010-2015	21
4.2 2010-2015, exklusive 2011	24
4.3 Robusthetstest.....	27
4.4 Analys utifrån tidigare forskningsresultat	28
4.5 Resultat från datatester	29
5. Slutsatser.....	33

5.1 Vidare forskning	33
6. Källförteckning	34
7. Appendix	41

1. Introduktion

1.1 Inledning

Hanterandet av risk är en av de mest centrala delarna inom finansiell ekonomi. Genom den globala recession som följde på finanskrisen 2008 har frågan aktualiserats än mer. För den enskilda investeraren är det huvudsakliga målet att maximera avkastningen givet en viss risk, d.v.s. att uppnå en så hög riskjusterad avkastning som möjligt. För de institutioner som har till uppgift att reglera finansiella marknader är det snarare styrningen och begränsningen av risk som står i centrum. Riskens betydelse för finansiella aktörer har gett upphov till en rad olika teorier i ämnet. En av de mest välkända är "Capital Asset Pricing Model" som kan användas för att uppskatta kostnaden för kapital, mäta hur väl en fond presterar eller för att ge underlag vid placeringsbeslut. Enligt CAPM finns det ett positivt linjärt samband mellan en akties förväntade avkastning och dess systematiska risk, beta (Zhang, Wihlborg, 2004). CAPM har kritiserats och dess relevans är fortfarande omdiskuterad (Elbannan, 2014). Framförallt har kritiker ifrågasatt om beta är ett tillräckligt mått för att förklara den förväntade avkastningen. Fama-Frenchs trefaktormodell försöker åtgärda denna problematik genom att addera ytterligare två förklarande variabler, företagsstorlek och företagsvärde. Efter lanserandet av trefaktormodellen har det växt fram en omfattande litteratur som behandlar olika typer av påbyggnadsmodeller till den ursprungliga CAPM. Frågan om sambandet mellan riskfaktorer och avkastning är omtvistad, men fortsätter att väcka ett stort intresse inom den finansiella forskningen.

1.2 Syfte

Syftet med uppsatsen är att testa Fama-Frenchs trefaktormodell och CAPM under åren 2010-2015. Avsikten är att bedöma hur bra de enskilda modellerna fungerar, samt att identifiera vilken av de två modellerna som förklarar avkastningen bäst. Vi kommer testa hur bidragande de enskilda förklarande faktorerna har varit under perioden, samt deras inbördes rangordning. Eftersom perioden ligger nära i tiden finns få studier på området. Resultatet är relevant för exempelvis den enskilda placeraren, företagsledningen och finansiella myndigheter. Bland

finansiella aktörer råder i dagsläget en stor förvirring angående vilken strategi en rationell investerare bör använda sig utav. Vår studie utgör på så vis ett bidrag till den diskussionen.

1.3 Avgränsning

Vi har valt att avgränsa uppsatsen till perioden 2010 - 2015. Då antalet svenska studier är få under tidsperioden kommer vi att analysera aktier från OMX-Stockholmsbörsen. Totalt 60 aktier har valts, 30 från Large Cap och 30 från Small Cap. Eftersom både vårt marknadsindex och den riskfria räntan är från Sverige så innebär det att vi genomför en nationell variant av modellerna. Fama-French (1993) hade som utgångspunkt att förklara aktie- och obligationsavkastningen i en och samma modell, vilket är rimligt under förutsättning att marknaderna är integrerade. Vår uppsats är begränsad till enbart aktiemarknaden. Vi kommer bilda nio portföljer för att förklara den beroende variabeln till skillnad från Fama-French, som bildade 25 portföljer (Fama & French, 1993). Då vår uppsats är betydligt mindre i omfattning så tvingas vi begränsa den i vissa avseenden men i övrigt avser vi att följa den etablerade metoden i så hög utsträckning som möjligt.

1.4 Frågeställning

I vilken utsträckning kan "Fama-Frenchs trefaktormodell" respektive "Capital Asset Pricing Model" användas för att förklara avkastningen på ett urval av Stockholmsbörsens Large cap och Small cap aktier under åren 2010 -2015?

2. Teori

I denna del av uppsatsen kommer vi att gå igenom våra teoretiska utgångspunkter för studien. Tyngdpunkten ligger på att ge läsaren en grundläggande förståelse för teorin men avsnittet innehåller också en kritisk diskussion kring teorierna och begreppen.

2.1 CAPM

Markowitz utvecklade “mean-variance” modellen, som ligger till grund för CAPM. “Mean-variance” modellen tar fram en effektiv portfölj som maximerar den förväntade avkastningen givet en viss risk (Campbell, Lo & MacKinlay, 1997). I CAPM förklaras den förväntade avkastningen med marknadsrisken, som mäts med hjälp av riskmättet beta. Utöver marknadsrisken finns det en företagsspecifik risk som kan elimineras genom att investera i en diversifierad portfölj, vilket innebär att den företagsspecifika risken inte genererar någon högre riskjusterad avkastning (Ansari, 2000). Slutsatsen blir att en passiv investeringsstrategi är det optimala, vilket innebär att man ska investera i marknadsportföljen (Byström 2014).

Beta mäter i vilken utsträckning en finansiell tillgång samvarierar med ett givet marknadsindex (Ansari 2000). En aktie med ett beta som är lika med exempelvis 1, resulterar i att aktiens avkastning förväntas följa marknadsindexet (Mullins, 1982). Sambandet förväntas råda oavsett om marknaden stiger eller sjunker, vilket betyder att ett högt beta är att föredra vid en marknadsuppgång och ett lågt beta är att föredra vid en marknadsnedgång (Ansari, 2000). Beta beräknas med följande formel:

$$\beta = \sigma_{i,m} / \sigma_m^2 \quad (\text{ekv 1})$$

$\sigma_{i,m}$ är kovariansen mellan tillgången (i) och marknadsportföljen (m)

σ_m^2 är variansen på marknadsportföljen (m) (Byström, 2014)

I CAPM beskrivs sambandet mellan risk och avkastning för en tillgång med "Security market line".

$$ER_i = R_f + \beta_i (ER_m - R_f) \quad (\text{ekv 2})$$

ER_i är den förväntade avkastningen på tillgången (i)

β_i är marknadsrisken på tillgången (i), ges av ekvation 1

$ER_m - R_f$ är den förväntade avkastningen på marknadsportföljen minus den riskfria räntan, $RMRF$, marknadsriskpremien (Byström, 2014)

Formeln som används i den empiriska skattningen är $R_i - R_f = \alpha + \beta_i (R_m - R_f) + e$ (Fama & French, 1993). Regressionen sker över en given tidsperiod. Den huvudsakliga skillnaden mellan "Security market line" och den empiriska skattningen är att den förväntade delen (E) av formeln försvinner eftersom de faktiska värdena sätts in vid skattningen.

Den riskfria räntan representeras av 1-månads statsskuldväxlar och anges enligt konvention på årsbasis. I uppsatsen kommer marknadsriskpremien att beräknas per månad, vilket medför att årsräntan måste omvandlas till månadsränta med följande formel:

$$R_{f,m} = (1 + R_{f,a})^{1/12} - 1 \quad (\text{ekv 3})$$

För att representera marknadsportföljen används "Six return index". Det innebär att både den riskfria räntan och marknadsportföljen är kopplade till den svenska marknaden. Att investerare föredrar att verka i det egna landet är ett känt fenomen inom finansiell ekonomi, som kallas "home bias" (Coval, J & Moskowitz, T, 2012).

2.1.1 Invändningar mot CAPM

CAPM utgår ifrån att ett antal grundläggande antaganden är uppfyllda. Alla tillgångar måste gå att handla på en marknad. I modellen antar man också att inga transaktionskostnader eller skatter förekommer. Investerarna är pristagare, rationella, "mean-variance optimizers" (riskaverta), samt att de har samma förväntningar och information (Byström, 2014). Slutligen utgår man ifrån att det går att låna samt låna ut obegränsat med kapital till den riskfria räntan (Lam, 2015). CAPM kommer aldrig att fungera bättre än antagandena modellen grundas på (Byström, 2014). Om modellen inte stämmer implicerar det därmed att åtminstone en del av antagandena kan ifrågasättas. Trots den utbredda användningen av CAPM så har modellen förblivit omtvistad. Både på en teoretisk och en empirisk grund (Merton, 1973). Vissa av antagandena, såsom avsaknaden av skatter, ska snarare ses som medvetna förenklingar än som realistiska beskrivningar av verkligheten. Giltigheten i andra antaganden är mer omdiskuterade.

Då modellen utgår från att investerare väljer sina portföljer utifrån Markowitz "mean-variance" modell så följer det att samma kritik som riktats mot denna modell till stor del går att överföra till CAPM (Merton, 1973). Ett av de antagandena gäller förväntningen om att investerare agerar rationellt, vilket fick ett stort genomslag efter Lucas studie från 1976 (Chow, 2011). Kritiken mot detta antagande har gjort att teorin har kommit att indelas i en svag och en stark förväntan om rationalitet (Tessfatsion, 2017).

Black ifrågasatte antagandet om att det finns obegränsat med kapital till den riskfria räntan och presenterade en alternativ modell där utlåningen var obegränsad, men där belåning till den riskfria räntan var begränsad. Han grundade sin kritik mot antagandet på att en så genomgripande förenkling fick en stor negativ inverkan på tolkningen av resultatet (Black, 1972). Dempsey hävdar att det inte finns tillräcklig fakta till stöd för CAPM. Han påpekar vidare att om modellen skulle visas vara ogiltig så skulle det innebära en slags tillbakagång till hur marknader antogs fungera innan CAPM. Där börsen reagerar positivt på goda nyheter, negativt på dåliga nyheter och där gruppsykologiska inslag spelar en svårtydd men avsevärd roll i prissättningen av aktier (Dempsey, 2013).

2.2 Fama-French trefaktormodell (1993)

2.2.1 Förklarande variabler

Den första förklarande faktorn är marknadsriskpremien, som också används i CAPM.

Trefaktormodellen adderar ytterligare två faktorer. En storlekspremie som avgörs av marknadsvärdet, ME, och en värdepremie som beräknas genom att bokföringsvärdet divideras med marknadsvärdet, BE/ME-kvoten. Marknadsvärdet beräknas genom att ta priset per aktie multiplicerat med antalet aktier (Fama & French, 1993). Marknadsvärdet används både för att bedöma storleken på företaget, samt i nämnaren för att beräkna värdet på företaget. För varje enskild aktie beräknas marknadsvärdet och sedan delas aktierna upp efter dess marknadsvärde i förhållande till medianen (Fama & French, 1993). Det gör att hälften av företagen klassificeras som stora företag och den andra hälften som små företag.

Aktierna delas även in efter BE/ME-kvoten. När denna indelning görs används tre klasser: låg (30 %), medium (40 %) och hög (30 %). Tre klasser används för BE/ME kvoten eftersom värdefaktorn antas kunna förklara avkastningen i en större utsträckning än storleksfaktorn (Fama & French, 1992a). Att det är exakt tre grupper är ett godtyckligt val som även Fama-French gjorde. Slutligen kombineras storleken och värdet för att bilda sex portföljer utifrån de givna aktierna, vilket är ett sätt att skapa portföljer med en liknande risk med avseende på de två förklarande variablerna (Fama & French, 1993).

6 Portföljer	Low Value	Medium Value	High Value
Small Company	SL	SM	SH
Big Company	BL	BM	BH

Inom de sex portföljerna beräknas den värdeviktade avkastningen för varje månad enligt följande formel:

$$R_{p,m} = \sum w_{i,t} * R_{i,m}$$

$R_{p,m}$ är portföljens avkastning p , månad m

$w_{i,t}$ är vikten för aktie i , för år t

$R_{i,m}$ är avkastningen för aktie i , månad m (Maris, 2009)

Vikten för en aktie avgörs av marknadsvärdet på aktien i förhållande till portföljens marknadsvärde. Därmed gör värdeviktningen att en aktie med högt marknadsvärde påverkar avkastningen på portföljen mer, vilket följer logiken för diversifiering.

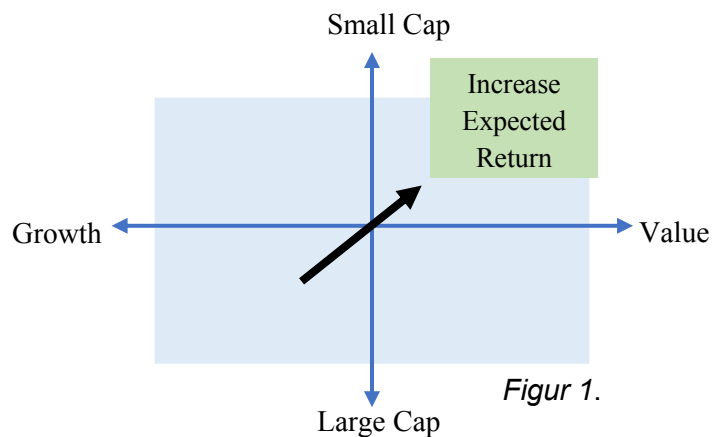
Efter att de sex sorterade portföljerna har konstruerats kan SMB och HML beräknas. Faktorn SMB ska avspegla skillnaden i avkastning kopplat till företagsstorleken. Avkastningarna på varje enskild portfölj är värdeviktade. SMB beräknas genom att ta månadsmedelvärdet av portföljvkastningarna, med avseende på de tre portföljerna med små bolag, subtraherat med månadsmedelvärdet av portföljvkastningarna på de tre portföljerna med stora bolag (Fama & French, 1993).

$$SMB = (SL + SM + SH)/3 - (BL + BM + BH)/3$$

En liknande metod används när HML beräknas. På varje portfölj räknas först den värdeviktade avkastningen ut. Sedan subtraheras månadsmedelvärdet av portföljvkastningarna, med avseende på portföljerna med hög BE/ME-kvot, med månadsmedelvärdet av portföljvkastningarna på portföljerna med låg BE/ME-kvot. Notera att de två mediumportföljerna utelämnas helt (Fama & French 1993). När HML beräknas förväntas storleken inte påverka resultatet (Schwert, 2003).

$$HML = (SH + BH)/2 - (SL + BL)/2$$

Enligt trefaktormodellen borde en investerare agera enligt figuren nedan.



Det finns två tolkningar gällande att små bolag och värdebolag genererar en högre avkastning. Den första är att avkastningen stiger eftersom det är förenat med en högre risk att äga små bolag och värdebolag, vilket skulle kunna implicera att marknaden är effektiv. Den andra tolkningen är att marknaden är ineffektiv, och att det därför är möjligt att uppnå en högre avkastning med hjälp av en fundamental analys. En fundamental analys innebär att finansiell data analyseras med avsikten att kunna identifiera felprissatta aktier (Malkiel, 2003). Det är tänkbart att en marknad är ineffektiv till en början men att arbitraget försvinner när investerarna får vetskap om fenomenet. Schwert hävdar likaså att anomalin att små bolag genererar en högre avkastning verkar försvunnit efter att de ursprungliga artiklarna på ämnet publicerades, alternativt att riskpremien för små bolag har sjunkit kraftigt (Schwert, 2003).

2.2.2 Beroende variabler

Aktierna sorteras i nio portföljer efter storlek och värde, vilket följer samma logik som när de sex portföljerna bildades. Den värdeviktade avkastningen beräknas på de nio portföljerna varje månad. Den beroende variabeln i regressionen är överavkastningen på portföljen utöver den riskfria räntan. Fama-French bildade portföljerna genom en 5*5 matris, vilket gav 25 portföljer. De använde sig av 4797 aktier. Och av tre index (Fama & French, 1993). I denna uppsats används enbart nio portföljer, en 3*3 matris, då vi analyserar ett mindre urval av aktier.

9 Portföljer	Low Value	Medium Value	High Value
Small Company	SL	SM	SH
Normal Company	NL	NM	NH
Big Company	BL	BM	BH

2.2.3 Tidsserieregessionen

När data för alla beroende och förklarande variabler har tagits fram genomförs en tidsserieregession för varje portfölj. Trefaktormodellen ser ut enligt följande:

$$ER_i - R_f = \beta_1 (ER_m - R_f) + \beta_2 ESMB + \beta_3 EHML \quad (\text{ekv 3})$$

ER_i - R_f är portföljens förväntade överavkastning

ER_m - R_f är marknadsriskpremien, RMRF

ESMB är den förväntade differensen i avkastning mellan små och stora bolag.

EHML är den förväntade differensen i avkastning mellan värdeaktier och tillväxtaktier (Guo och Wang, 2014)

Den empiriska formeln som används är följande $R_i - R_f = \alpha + \beta_1 (R_m - R_f) + \beta_2 SMB + \beta_3 HML + e$ (Fama & French, 1993). Regression sker över en given tidsperiod. Skillnaden mellan trefaktormodellen och den empiriska formeln är att de förväntade delarna (E) av formeln försvinner och ersätts av faktiska värden.

2.2.4 Kritik mot trefaktormodellen

Liksom för CAPM så finns det en bred litteratur som går i polemik med trefaktormodellen. Eftersom trefaktormodellen bygger på antaganden från både CAPM och Markowitz "mean-variance" modellen så är delar av kritiken densamma. Dempsey (2013) riktar sin kritik mot själva trefaktormodellen i sig. Han hävdar att det ligger en motsägelse i det faktum att Fama-French underkänner beta som förklarande variabel samtidigt som man inkluderar den i sin trefaktormodell och benämner sina egna två variabler som tilläggsvariabler.

Dempsey (2013) poängterar också att Fama-French inkluderar riskpremien beta som en förklarande variabel men utan att formatera portföljer grundade på beta. Lakonishok, Shleifer och Vishny (1994) argumenterar för att riskpremierna i trefaktormodellen inte är riskpremier utan att de i själva verket är en effekt av felprissättning. De hävdar att investerare systematiskt underskattar tillväxttakten i värdeaktier och att detta leder till en undervärdering. Detta förklarar i sin tur varför värdeaktier presterar bättre än tillväxtaktier (Dempsey, 2013).

Campbell, Hilscher och Szilagyi (2008) har också uppmärksammat brister i modellens riskpremier. Att risken för konkurs uppvisat en negativ och inte en positiv korrelation med förväntad avkastning tar de som intäkt för att premierna i själva verket inte utgör lämpliga "proxies". Diskussionen kring trefaktormodellens användbarhet lär fortsätta under överskådlig tid. I spåren av kritiken har ytterligare flerfaktormodeller introducerats. Fama-Frenchs femfaktormodell är ett av de senaste exemplen, som utöver de tre faktorerna från trefaktormodellen inkluderar lönsamhet och investeringar (Fama & French, 2015).

2.3 Övriga teoretiska begrepp

2.3.1 Jensen's Alpha

Regressionerna kommer att generera intercept, Jensen's alpha, med medföljande p-värden. Om interceptet inte är signifikant skilt från noll ger modellerna samma förväntade avkastning som tidsserieregressionen indikerar (Lam, 2005). Det innebär att modellen är väl-specificerad (Fama & French, 1993). Detta under förutsättning att en bra "proxy" för marknadsportföljen har valts.

En signifikansnivå på 5 % kommer att användas för intercepten. Ett signifikant positivt eller negativt intercept tyder på en onormal avkastning i förhållande till modellen (Lam, 2005). Att interceptet är signifikant skilt från noll sker oftast i samband med en låg BE/ME-kvoten, där små bolag får ett intercept under noll och stora bolag får ett intercept över noll. För små bolag överskattar modellen avkastningen och för stora bolag underskattas avkastningen (Schwert, 2003).

2.3.2 Encompassing principle

Studien ska inte enbart testa CAPM och trefaktormodellen var för sig utan även genomföra en jämförelse mellan modellerna. Det är därför betydelsefullt att definiera ytterligare vad en sådan jämförelse består i. Detta leder oss in på det man inom ekonometri brukar kalla "The encompassing principle". För att en modell ska anses tillföra något kräver "The encompassing principle" att en modell ska kunna förklara ett fenomen minst lika väl som konkurrerande modeller (Brooks, 2014). En modell som inte uppfyller dessa krav får, enligt denna definition, en liten betydelse då det finns andra modeller som kan förklara fenomenet man valt att studera minst lika bra. "The encompassing principle" betonar jämförelser mellan modeller framför modellval. Tanken är att man genom jämförelseprocessen ska lyckas identifiera för- och nackdelar med skilda modeller för att i förlängningen kunna identifiera den bästa tänkbara modellen (Cook, 1999). En fullständig tillämpning av denna princip skulle kräva att vi jämförde trefaktormodellen med alla konkurrerande modeller, något som inte är möjligt inom ramen för denna uppsats. För att vi ska kunna hävda att trefaktormodellen tillför något krävs det därmed att modellen förklarar avkastningen i högre utsträckning än CAPM. Om det visar sig inte vara fallet blir det svårt att utifrån vår studie hävda att trefaktormodellen lever upp till de krav som "The encompassing principle" ställer.

2.4 Tidigare forskning

Grunden för CAPM lades av Markowitz när han utvecklade "mean-variance model" som bedömer hur en investerare kan maximera avkastningen, "mean", under en given risk, "variance" (Campbell, Lo & MacKinlay, 1997). Utifrån Markowitz resultat utvecklade Sharpe, Lintner och

Mossin modeller var för sig som utmynnade i CAPM. Enligt CAPM finns det ett positivt linjärt samband mellan en akties förväntade avkastning och dess systematiska risk, beta. Beta är ett riskmått, som enligt modellen kan förklara variationen i aktiers avkastning (Zhang & Wihlborg, 2004).

Modellen fick ett stort genomslag och är en av de mest välkända inom finansiell ekonomi. Den används i hög utsträckning av investerare på aktiemarknaden (Graham & Harvey, 2001). Samtidigt är modellen ifrågasatt. CAPM bygger på flera antaganden om hur finansiella marknader fungerar. Teorin har kritiserats på grundval av detta då antagandena inte nödvändigtvis stämmer. Empiriska studier har också visat på en svag relation mellan beta och förväntad avkastning (Fama & French, 1992a). Den omfattande kritiken men också den omfattande användningen av CAPM har lett fram till en rik litteratur om modellen.

”Arbitrage Pricing Theory” utvecklades av Ross och fungerar som ett substitut för CAPM (Federal Reserve Bank of New York, 2015). APT är en enperiodsmodell som utgår från att priset på en tillgång kan förklaras med makroekonomiska och företagsspecifika faktorer (Nickolas, 2016). APT använder färre antaganden och är mer komplicerad att tillämpa än CAPM (Federal Reserve Bank of New York, 2015). Även ytterligare modeller har utvecklats för att kunna besvara vad som orsakar variationen i avkastning. Litzenberger och Ramaswamy (1979) påvisade att det finns ett signifikant positivt samband mellan aktieutdelning och avkastning för perioden 1936-1977. Basu (1977) identifierade en relation mellan P/E-tal och riskjusterad avkastning. Detta motsades i en senare studie av Reinganum (1981) som hävdade att P/E-tal inte var en relevant faktor.

Utöver modeller som fungerar som substitut för CAPM så har flera påbyggnadsmodeller lanserats. I påbyggnadsmodellerna adderas fler faktorer, utöver beta, som antas kunna förklara variationen i aktieavkastning. Banz argumenterade för att den ursprungliga CAPM var felspecificerad och att företagens storlek var en förbisedd faktor som kunde förklara avkastningen. I en studie av aktiebolag på NYSE visade han att mindre bolag genererade en

betydligt högre riskjusterad avkastning än stora bolag under perioden 1926-1975 (Banz, 1981). Rosenberg, Reid och Lanstein (1985) lyckades påvisa ett positivt samband mellan ett företags BE/ME-kvot och dess genomsnittliga avkastning på den amerikanska aktiemarknaden. Resultatet förstärktes ytterligare av att Chan, Hamao och Lakonishok (1991) nådde fram till samma slutsats efter tester utförda på den japanska börsen.

Utifrån dessa två faktorer, BE/ME-kvot och bolagsstorlek, utvecklade Fama-French trefaktormodellen som bygger vidare på den ursprungliga CAPM (Fama & French, 1992a). Lanserandet av trefaktormodellen följdes av ytterligare modeller som utgår från trefaktormodellen men som inkluderar fler faktorer. Detta har lett till uppkomsten av en omfattande debatt kring vilka faktorer som är relevanta för att förklara variationen i avkastning samt hur detta kan testas på bästa sätt. Carhart förespråkade en fyrfaktormodell som, utöver de faktorer som ingår i trefaktormodellen, inkluderar momentum som en förklarande variabel. Momentum syftar på hur snabbt priset på en tillgång förändras och grundas på en analys av tillgångens trend (Carhart, 1997).

Förekomsten av en momentumeffekt har fått ytterligare stöd efter sentida studier av Jegadeesh och Titman (1993, 2001) som undersökte börsdata i USA. Rouwenhorst (1998) nådde fram till ett liknande resultat för Europa och Griffin, Ji och Martin (2003) drog samma slutsats efter att ha studerat global börsdata. Resultaten är dock motsägelsefulla i viss mån då Chui, Titman och Wei (2000) lyckades påvisa att momentumeffekten är mindre signifikant för Asien än för Europa och USA. Det har därför inletts försök att härleda momentumeffekten till kulturella skillnader snarare än till ett allmängiltigt börsfenomen, då graden av riskbenägenhet kan antas variera mellan länder och världsdelar (Chui, Titman & Wei, 2010). Fama-French (2012) har anmärkt att Japan är ett land som utmärker sig i denna bemärkelse då momentumeffekten inte är lika vanligt förekommande där i motsats till USA, Europa och övriga Stillahavsregionen.

Fama-French har dessutom vidareutvecklat sin egna trefaktormodell till en femfaktormodell som inkluderar investeringar och lönsamhet som förklarande variabler. Investeringspremien ges av

CMA, conservative minus aggressive, och lönsamhetspremien ges av RMW, robust minus weak (Fama & French, 2015). Femfaktormodellen har introducerats som ett svar på en betydande kritik mot trefaktormodellen. Novy-Marx (2012) samt Titman, Wei och Xie (2003) har argumenterat för att trefaktormodellen misslyckas med att förklara förväntad avkastning då modellen inte tar hänsyn till effekter kopplade till lönsamhet och investeringar. Novy-Marx (2012) fann ett positivt samband mellan avkastning och lönsamhet. Han argumenterade också för att värdepremien och lönsamhetspremien kan betraktas som två sidor av samma mynt. Titman, Wei och Xie (2004) lyckades visa på ett negativt samband mellan avkastning och investeringar då stora investeringar kan ge marknaden intrycket av att bolagets ledning överinvesterar.

När Fama-French testat femfaktormodellen har man uppmärksammat att de tre ursprungliga faktorerna är sämre på att förklara avkastningen för bolag med en utmärkande investerings- eller lönsamhetsstrategi. Effekten av värdepremien försvinner i en femfaktormodell där lönsamhetspremien ingår. Detta resultat tyder på att en fyrfaktormodell som exkluderar värdepremien förklarar avkastningen i lika hög utsträckning som en femfaktormodell där värdepremien inkluderats. Detta är ett starkt argument för att HML-faktorn är en överflödigt variabel (Fama & French, 2015).

Resultatet går också i linje med Schwert då han argumenterade för att både värdepremien och storlekspremien har försvunnit på nyare data som inhämtats efter att trefaktormodellen introducerats (Schwert, 2003). Resultaten är dock svårtolkade då Fama-French konstaterar att CMA, investeringspremier, är överflödigt för Europa och Japan under åren 1990-2015. Samtidigt som effekten av övriga premier är betydande (Fama & French, 2017). Femfaktormodellen är relativt otestad då den är betydligt yngre än övriga faktormodeller. Det kan därför dröja innan ett definitivt svar på modellens användbarhet dyker upp. Diskussionen om vilka förklarande variabler som är effektivast i att förklara avkastningen är långtifrån avgjord och det är rimligt att anta att detta inte kommer ändra sig på kort sikt.

Utöver denna diskussion finns det flera aspekter som rör tillämpningen av CAPM som har väckt intresse. Pettengill, Sundaram och Mathur (1995) hävdar att förekomsten av negativa riskpremier gör att modellen bör särskilja mellan positiva och negativa riskpremier då man annars riskerar att få ett missvisande resultat. När riskpremien är positiv bör sambandet mellan beta och risk vara positivt och vice versa. Att studera dessa separat på detta sätt har kommit att benämnas som ”conditional CAPM” (Zhang & Wihlborg, 2010). För ämnesområdet i stort gäller att resultaten är varierande och påverkas tydligt av vilken tidsperiod som valts, vilka marknader som studeras samt vilka förklarande variabler som ingår i studien. Detta leder till svårigheter att dra tydliga slutsatser om vilka modeller som bäst förklarar avkastningen eller om det överhuvudtaget går att uppskatta med precision. Det är därför troligt att ämnet kommer att fortsätta vålla debatt och väcka intresse inom finansiell ekonomi även i fortsättningen.

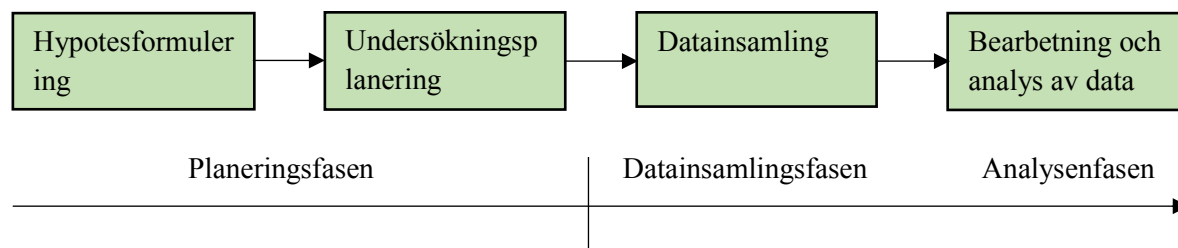
3. Metod

3.1 Övergripande metod

Metoden avser att informera läsaren om hur vi gått tillväga i uppsatsen samt tydliggöra vilka och varför grundläggande metodologiska övervägande har gjorts. Uppsatsen kommer till stor del baseras på Fama-Frenchs (1993) metod. Det är en kvantitativ undersökning eftersom uppsatsen kommer att mäta hur bra CAPM respektive trefaktormodellen fungerar på Stockholmsbörsen (Lundahl & Skärvad, 1999). Uppsatsen kommer att använda sig av kvantitativa variabler eftersom variablerna antar numeriska värden (Dahmström, 2005). Studien kan också klassificeras som en dokumentstudie då informationen insamlades via böcker och internetbaserade artiklar (Lundahl & Skärvad, 1999). Avkastningen, bokföringsvärdet och marknadsvärdet kan betraktas som kontinuerliga variabler då de kan anta ett oändligt antal värden inom ett givet intervall, värdena är därmed inte uppräknliga (Dahmström, 2005). Däremot kan det argumenteras för att exempelvis marknadsvärdet kan avrundas till två decimaler då det inte fyller någon funktion att använda fler. Detta skulle medföra att variabeln kan betraktas som diskret på grund av att det går att räkna upp alla möjliga utfall (Dahmström, 2005).

Mätningarna baseras på sekundärdata då datan redan finns dokumenterad. Måttet på avkastningen, bokföringsvärdet och marknadsvärdet är en kvotskala eftersom det är möjligt att bedöma skillnaden mellan två givna observationer likt en intervallskala, samt då datan har en absolut nollpunkt (Lundahl & Skärvad, 1999). Datan har antagligen en hög reliabilitet eftersom att få slumpmässiga mätfel rimligen förekommer. Detta beror på att datan är oberoende av den mänskliga faktorn och övriga omständigheter kring mätningen. Datan kan enkelt bekräftas och kontrolleras av andra forskare eftersom den är allmänt tillgänglig. Reliabilitet möjliggör en hög validitet, vilket är rimligt då många slumpmässiga mätfel sänker datans tillförlitlighet. Validiteten är frånvaron av systematiska mätfel och är därmed viktig för en undersöknings pålitlighet (Lundahl & Skärvad, 1999). En hög validitet innebär alltså att det som är avsett att mätas faktiskt mäts. Detta borde vara fallet då den operationella definitionen på variablerna i hög grad är standardiserad och okomplicerad, vilket innebär att det är tydligt hur exempelvis avkastningen mäts (Dahmström, 2005).

Under forskningsprocessen följer vi standarden för hur en kvantitativ undersökning utformas (Lundahl & Skärvad, 1999). I planeringsfasen fastslogs att trefaktormodellen och CAPM ska testas på Stockholmsbörsen. Fas två bestod av att samla in datan. I analysfasen bearbetade vi först rådatan genom att utföra lämpliga beräkningar, för att erhålla ingångsvärdena till regressionerna. Därefter utfördes regressionerna och resultatet analyserades.



Figur 2.

3.2 Regressionerna

Regressionerna följer i hög utsträckning Fama-Frenchs metod, vilket innebär att tidsserieregessionerna görs enligt Black, Jensen och Scholes metod från 1972 (Fama & French, 1993). En tidsserieregession för varje år kommer att genomföras för de 9 portföljerna vilket leder till 45 (5*9) ettårsregessioner för både CAPM och trefaktormodellen. Ytterligare 18 regessioner ska genomföras per modell, för hela perioden samt över hela perioden exklusive krisåret 2011. Totalt resulterar det i 63 regessioner för varje modell. Avsikten är sedan att konkludera hur bra modellerna förklarar avkastningen samt att jämföra dem för att bedöma vilken av modellerna som fungerar bäst. Justerat R^2 och koefficienterna kommer att analyseras för att avgöra detta (Fama & French, 1993). Tanken med att utelämna krisåret 2011 är att ta reda på huruvida ett år med sämre avkastning påverkar modellens förklaringsgrad samt signifikansnivån på koefficienterna. Ettårsregessionerna genomförs för att möjliggöra en bättre bedömning av robustheten på modellerna. Samtliga regessioner genomförs med OLS, "Ordinary least squares".

3.3 Omformningen av portföljerna

Vi omformar portföljerna den 1:e januari för varje år under mätperioden. Fama-French (1993) beräknar portföljernas värdeviktade avkastningar från juli år t till juni år $t+1$, omformningen av portföljerna sker i juni varje år. Detta är för att försäkra sig om att bokföringsvärdet för år $t-1$ är känt då modellen predikterar den “framtida” avkastningen (Fama & French, 1993).

Lagstiftningen avgör när bokföringsvärdet senast måste redovisas för marknaden. Om inte bokföringsvärdet hade varit tillgängligt, innan den givna perioden som predikteras, uppstår en “Look ahead bias” (DeFusco, McLeavey, Pinto, Runkle & Anson, 2015). Med andra ord innebär det att modellen inte hade varit praktisk möjlig att använda på grund av informationsbrist.

BE/ME kvoten ändras dock inte på något strukturellt sätt i datan mellan den 1 januari och den 1 juni, därför har vi valt att omforma portföljerna den 1 januari. Detta bör inte påverka slutresultat nämnvärt, utan innebär enbart att beräkningarna blir mer teoretiska. Slutligen, vid formateringen av portföljerna beaktades “survivorship bias”. Survivorship bias innebär att man utesluter börsbolag som gått i konkurs under mätperioden, vilket riskerar att ge upphov till ett snedvridet resultat i positiv riktning (Carhart, Carpenter, Lynch & Musto, 2002).

3.4 Data

Data för avkastning, marknadsvärde och bokföringsvärde hämtades på månadsbasis från “Datastream”. Uppsatsen använder sig därmed av sekundärdata eftersom befintlig data sammanställts för att passa uppsatsen (Lundahl & Skärvad, 1999). Som mått för avkastningen används “Total return index” som antar att utdelningen återinvesteras samt att skatter och återinvesteringskostnader inte förekommer (Datastream). Den huvudsakliga anledningen till valet av “Total return index” är antagandet om att utdelningen återinvesteras eftersom utdelningen är en viktig del av avkastningen. Marknadsvärdet räknas ut genom att multiplicera antal aktier med aktiekursen. Om antalet aktier skulle förändras så uppdateras datan i Datastream för att stämma överens med det nya antalet (Datastream). Datastream tillhandahöll enbart data på ME/BE-kvoten, men genom att beräkna inversen av ME/BE-kvoten erhåller vi BE/ME-kvoten.

Den riskfria räntan kommer att representeras av Riksbankens 1-månads statsskuldväxlar som hämtades från deras hemsida (Riksbanken). Att låna pengar till svenska staten anses alltså inte vara förenat med någon risk, vilket är ett något förenklat antagande. Det är emellertid förenat med en väldigt låg risk eftersom Sverige har erhållit högsta kreditvärdighetsbetyg, från och med 2014, av samtliga tre stora kreditinstitut, Moody's, Standard & Poor's och Fitch (Riksgälden). För att avgöra avkastningen på marknadsportföljen används "Six return index". "Six return index" visar den genomsnittliga utvecklingen på Stockholmsbörsen inklusive utdelningar (Six Financial Information). Exponering mot marknadsportföljen medför en högre risk än en riskfri ränteplacering, därför är det rimligt att ta med all avkastning som genereras av den ökade riskexponeringen.

När aktierna till uppsatsen valdes ut gjordes det utan några specifika kriterier, vilket gör att urvalet kan betraktas som slumpmässigt. De företagen i "Datastream" som saknade fullständig data över hela perioden togs inte med på grund av att antalet aktier som används i regressionerna då skulle minska. Sällningen leder till att datan är utsatt för ett "sample selection bias" eftersom aktier systematiskt valdes bort när fullkomlig data saknades (Heckman, 1979). Det kan bidra till en snedvridning av resultatet.

Samtidigt skulle en studie med ett för litet urval av aktier kunna göra att modellen blir "overfitted", där en alldeles för komplex modell, med för många parametrar, testas mot en datamängd som innehåller för få observationer. "Overfitting" kan leda till sämre skattningar då modellen överskattar betydelsen av små variationer i datan (Brooks, 2014).

En liknande komplikation uppstår genom "time-period bias" där mönster som identifieras vid en given tidsperiod inte nödvändigtvis existerar vid en annan tidpunkt. Mönstren man anser sig ha upptäckt kan bero på slumpmässighet kopplad till den valda tidsperioden (DeFusco et. al, 2015). Vi tar partiell hänsyn till denna risk i vår studie genom att genomföra våra regressioner vid flera tillfällen. Först över hela perioden 2010-2015, sedan över perioden 2010-2015 exklusive krisåret 2011, samt vid varje enskilt år. På så vis får vi en ökad inblick i hur resultatet påverkas av

tidsperioden. En mer genomgående kontroll med data för tidigare och senare år har inte varit möjlig då det skulle medföra att studien blir för omfattande.

3.5 Datatester

Regressionsdatan testades på sedvanligt sätt för att undvika att vi drog felaktiga slutsatser av resultatet. Vi testade för förekomsten av multikollinearitet, heteroskedasticitet och autokorrelation. Multikollinearitet testades med ett korrelationsdiagram mellan de förklarande variablerna. Vi testade för heteroskedasticitet genom Whites test. Detta gjordes för hela perioden, samt för hela perioden exklusive 2011. Då resultaten blev relativt lika presenteras enbart tabellen för hela perioden. Istället kommer skillnaderna mellan perioderna att kommenteras. Om datan visade spår av heteroskedasticitet korrigerades detta med White-Hubers justerade standardfel. Slutligen testades för autokorrelation med Durbin Watson för hela perioden, samt för hela perioden exklusive krisåret 2011.

4. Resultat och Analys

För att kunna besvara vår frågeställning kommer vi att studera justerat R^2 , signifikansen på de förklarande variablerna och signifikansen för interceptet. Vi kommer att jämföra de båda modellerna för att se vilken av modellerna som bäst förklarar avkastningen. Vi kommer att diskutera eventuella likheter samt skillnader mellan vårt resultat och den tidigare forskningen på området. För intercepten används en signifikansnivå på 5 % och för premierna används en signifikansnivå på 1 %.

4.1 Hela perioden, 2010-2015

Trefaktormodellen 2010-2015

Portfölj	Koefficient	SE	t-stat	p-värde	R^2	Just R^2
SL						
C	-0,003571	0,006106	-0,58486	0,5610	0,291042	0,253062
RMRF	0,702462	0,152036	4,620364	0,0000*		
SMB	0,220627	0,161764	1,363880	0,1781		
HML	-0,080070	0,142039	-0,56372	0,5752		
SM						
C	0,003390	0,010987	0,308532	0,7588	0,250080	0,209906
RMRF	0,970890	0,273556	3,549143	0,0008*		
SMB	0,669376	0,291060	2,299790	0,0252		
HML	0,114098	0,255569	0,446447	0,6570		
SH						
C	-0,003517	0,004454	-0,78962	0,4331	0,542171	0,517645
RMRF	0,796236	0,146859	5,421788	0,0000*		
SMB	0,504202	0,132053	3,818163	0,0003*		
HML	0,203843	0,148854	1,369418	0,1763		
NL						
C	0,000790	0,006466	0,122181	0,9032	0,495729	0,468714
RMRF	1,023106	0,160992	6,355027	0,0000*		
SMB	0,679065	0,171293	3,964356	0,0002*		
HML	-0,205001	0,150406	-1,36299	0,1783		
NM						
C	0,005805	0,005214	1,113478	0,2703	0,589548	0,567559
RMRF	1,114905	0,129812	8,588595	0,0000*		
SMB	0,032319	0,138118	0,233993	0,8158		
HML	0,127121	0,121277	1,048188	0,2991		

NH						
C	0,010902	0,004595	2,372619	0,0211**	0,635478	0,615950
RMRF	1,069460	0,151637	7,052765	0,0000*		
SMB	0,185201	0,163312	1,134034	0,2616		
HML	0,257951	0,125566	2,054312	0,0446		
BL						
C	-0,001617	0,003398	-0,47598	0,6359	0,692118	0,675625
RMRF	0,873253	0,084608	10,32113	0,0000*		
SMB	-0,335821	0,090022	-3,73044	0,0004*		
HML	-0,290995	0,079045	-3,68139	0,0005*		
BM						
C	-0,004333	0,003164	-1,36957	0,1763	0,769199	0,756834
RMRF	1,052626	0,078780	13,36166	0,0000*		
SMB	-0,204349	0,083820	-2,43794	0,0180		
HML	-0,117259	0,073599	-1,59321	0,1167		
BH						
C	0,004009	0,004215	0,951210	0,3456	0,674164	0,656708
RMRF	0,800536	0,104939	7,628580	0,0000*		
SMB	-0,232667	0,111653	-2,08383	0,0418		
HML	0,569121	0,098039	5,805052	0,0000*		

Premier markeras (*) enbart då $p < 0,01$. Intercept markeras (**) enbart då $p < 0,05$

NH är den enda portföljen som har ett intercept som är signifikant skilt från noll. Då interceptet är positivt signifikant skilt från noll tyder det på att trefaktormodellen underskattar avkastningen. De övriga intercepten är inte signifikant skilda från noll, vilket visar att modellen uppskattar avkastningen korrekt. För RMRF är samtliga koefficienter signifikant positiva. Det innebär att investerarna har erhållit en extra avkastning av att investera i marknadsportföljen, utöver den riskfria räntan.

För SMB-premien var endast tre av nio regressioner signifikanta, varav två var positiva. Detta resultat visar att SMB inte bidrar nämnvärt till att förklara avkastningen. Det går heller inte att dra någon given slutsats om hur SMB påverkar avkastningen, då resultatet innehåller både negativa och positiva koefficienter. HML hade två koefficienter som var signifikanta, varav en var positiv. Liksom för SMB tyder detta resultat på att HML inte är en relevant faktor för att förklara avkastningen. Justerat R^2 är under 0,3 för tre av nio regressioner och mellan 0,3-0,7 i fem av regressionerna. Endast för portföljen BM är förklaringsgraden högre än 0,7.

CAPM 2010-2015

Portfölj	Koefficient	SE	t-stat	p-värde	R ²	Just R ²
SL						
C	-0,004370	0,006033	-0,72434	0,4718	0,263490	0,250792
RMRF	0,682835	0,149902	4,555195	0,0000*		
SM						
C	-0,000475	0,011159	-0,04255	0,9662	0,176554	0,162356
RMRF	0,977855	0,277294	3,526426	0,0008*		
SH						
C	-0,006904	0,005439	-1,26932	0,2094	0,390237	0,379724
RMRF	0,823446	0,135157	6,092527	0,0000*		
NL						
C	-0,001835	0,007183	-0,2554	0,7993	0,337583	0,326162
RMRF	0,970417	0,178493	5,436739	0,0000*		
NM						
C	0,005127	0,005105	1,004323	0,3194	0,581090	0,573867
RMRF	1,137897	0,126861	8,969640	0,0000*		
NH						
C	0,008918	0,004420	2,017464	0,0483**	0,586589	0,579461
RMRF	1,113561	0,166226	6,699095	0,0000*		
BL						
C	0,001266	0,004022	0,314736	0,7541	0,540936	0,533022
RMRF	0,826211	0,099940	8,267053	0,0000*		
BM						
C	-0,002821	0,003291	-0,85702	0,3950	0,734207	0,729624
RMRF	1,035144	0,081780	12,65760	0,0000*		
BH						
C	0,002893	0,005293	0,546481	0,5868	0,452972	0,443541
RMRF	0,911528	0,131530	6,930187	0,0000*		

Premier markeras (*) enbart då $p < 0,01$. Intercept markeras (**) enbart då $p < 0,05$

Liksom för trefaktormodellen så var det endast interceptet för portföljen NH som var signifikant skilt från noll. Då interceptet var positivt tyder det på att CAPM underskattar avkastningen för NH. De övriga intercepten var inte signifikant skilda från noll. Samtliga koefficienter för RMRF-premien är positivt signifikanta. Justerat R² var under 0,3 för två av portföljerna och sex av portföljerna låg mellan 0,3-0,7. Endast en låg över 0,7.

Att investera i marknadsportföljen bidrar tydligt till en högre avkastning i båda modellerna under perioden 2010-2015. För SMB-faktorn så visade en minoritet av regressionerna på en signifikans. Eftersom det fanns både positiva och negativa koefficienter är det svårt att dra någon entydig slutsats om hur faktorn påverkar avkastningen. Resultatet indikerar att det inte finns något uppenbart mönster i hur avkastning varierar mellan små och stora bolag under perioden. För HML-premien var det ännu färre regressioner som visade på en signifikans. Även här fanns det positiva såväl som negativa koefficienter. Det blir därför svårt att hävda att HML-premien bidrar till att förklara avkastningen. Justerat R^2 skiljer sig inte i någon större utsträckning mellan trefaktormodellen och CAPM. Sammantaget ger resultatet för perioden 2010-2015 ett svagt stöd för trefaktormodellen då det är svårt att hävda att den bidrar till att förklara avkastningen utöver vad CAPM redan gör.

4.2 2010-2015, exklusive 2011

Trefaktormodellen 2010-2015, exklusive 2011

Portfölj	Koefficient	SE	t-stat	p-värde	R^2	Just R^2
SL						
C	-0,005129	0,007364	-0,69646	0,4898	0,179803	0,123880
RMRF	0,617488	0,203638	3,032283	0,0041*		
SMB	0,160548	0,180476	0,889582	0,3785		
HML	-0,130959	0,164500	-0,79610	0,4302		
SM						
C	0,000594	0,013134	0,045206	0,9641	0,312043	0,265136
RMRF	1,160873	0,363175	3,196459	0,0026*		
SMB	0,954834	0,321866	2,966554	0,0049*		
HML	0,186659	0,293374	0,636251	0,5279		
SH						
C	-0,004265	0,005612	-0,76001	0,4513	0,446079	0,408312
RMRF	0,821438	0,238065	3,450473	0,0012*		
SMB	0,475506	0,161958	2,935977	0,0053*		
HML	0,167116	0,195951	0,852849	0,3984		
NL						
C	0,005845	0,007433	0,786336	0,4359	0,445841	0,408058
RMRF	0,977594	0,205545	4,756104	0,0000*		
SMB	0,712740	0,182166	3,912591	0,0003*		
HML	-0,154187	0,166040	-0,92861	0,3582		

NM						
C	0,007176	0,006026	1,190764	0,2401	0,597326	0,569871
RMRF	1,195363	0,166636	7,173513	0,0000*		
SMB	0,111640	0,147682	0,755946	0,4537		
HML	0,168573	0,134609	1,252320	0,2171		
NH						
C	0,009711	0,005471	1,775156	0,0828	0,672470	0,650138
RMRF	1,183601	0,151270	7,824424	0,0000*		
SMB	0,304928	0,134064	2,274491	0,0279		
HML	0,305995	0,122197	2,504122	0,0161		
BL						
C	-0,001952	0,004194	-0,46550	0,6439	0,616652	0,590515
RMRF	0,924041	0,099208	9,314213	0,0000*		
SMB	-0,293017	0,152822	-1,91737	0,0617		
HML	-0,274572	0,070824	-3,87681	0,0003*		
BM						
C	-0,001637	0,003578	-0,45767	0,6494	0,701815	0,681484
RMRF	0,938146	0,098932	9,482746	0,0000*		
SMB	-0,127067	0,087679	-1,44923	0,1544		
HML	-0,028704	0,079918	-0,35917	0,7212		
BH						
C	0,006739	0,005041	1,336953	0,1881	0,664822	0,641969
RMRF	0,791828	0,139387	5,680789	0,0000*		
SMB	-0,242765	0,123533	-1,96518	0,0557		
HML	0,522076	0,112597	4,636665	0,0000*		

Premier markeras (*) enbart då $p < 0,01$. Intercept markeras (**) enbart då $p < 0,05$

Inget av intercepten är signifikant skilt från noll då vi exkluderar krisåret 2011. Alla koefficienter för RMRF var positivt signifikanta. För SMB-premien var tre koefficienter positivt signifikanta, vilket antyder att små bolag har en något positiv effekt på avkastningen för tre av portföljerna. HML har två signifikanta koefficienter, varav en var positiv. Det blir därför svårt att hävda att HML skulle påverka avkastningen på ett märkbart sätt även om krisåret exkluderas. För två av portföljerna befann sig justerat R^2 under 0,3 och för sju portföljer låg det mellan 0,3-0,7. Ingen var över 0,7.

CAPM 2010-2015, exklusive 2011

Portfölj	Koefficient	SE	t-stat	p-värde	R ²	Just R ²
SL						
C	-0,004489	0,007206	-0,62300	0,5364	0,151640	0,133198
RMRF	0,548209	0,191183	2,867451	0,0062*		
SM						
C	-0,002885	0,013871	-0,20800	0,8361	0,171022	0,153000
RMRF	1,133703	0,368016	3,080582	0,0035*		
SH						
C	-0,006557	0,006825	-0,96078	0,3417	0,317434	0,302595
RMRF	0,837468	0,181065	4,625228	0,0000*		
NL						
C	0,005462	0,008396	0,650587	0,5185	0,236280	0,219677
RMRF	0,840315	0,222750	3,772461	0,0005*		
NM						
C	0,005662	0,005931	0,954700	0,3447	0,578671	0,569512
RMRF	1,250681	0,157348	7,948486	0,0000*		
NH						
C	0,006742	0,004571	1,474808	0,1471	0,591855	0,582983
RMRF	1,273134	0,191306	6,654966	0,0000*		
BL						
C	0,000754	0,004819	0,156552	0,8763	0,487499	0,476357
RMRF	0,845766	0,127859	6,614822	0,0000*		
BM						
C	-0,001145	0,003526	-0,32479	0,7468	0,687061	0,680258
RMRF	0,940222	0,093558	10,04956	0,0000*		
BH						
C	0,003328	0,006138	0,542127	0,5903	0,463062	0,451389
RMRF	1,025754	0,162857	6,298488	0,0000*		

Premier markeras (*) enbart då $p < 0,01$. Intercept markeras (**) enbart då $p < 0,05$

Inget intercept var signifikant skilt från noll. Alla koefficienter för RMRF var positivt signifikanta. Justerat R² var under 0,3 för tre av nio regressioner och mellan 0,3-0,7 för resterande sex regressioner.

Även då krisåret 2011 exkluderas från våra regressioner så upprepas i stort sett samma mönster som från hela perioden 2010-2015. RMRF framstår som en relevant faktor för att förklara avkastningen, medan SMB och HML inte bidrar till att förklara avkastningen i någon större utsträckning. Trots att krisåret exkluderas förklarar CAPM och trefaktormodellen återigen avkastningen lika väl. Det är därför tveksamt om trefaktormodellen kan anses tillföra något

utöver vad CAPM redan bidrar med. Med utgångspunkt i “The encompassing principle”, som vi refererade till i teoriavsnittet, så bör trefaktormodellen rimligen förklara mer än CAPM för att den ska anses tillföra något som modell, i synnerhet då den innehåller ytterligare två variabler. Eftersom både SMB och HML har få signifikanta koefficienter så blir det vanskligt att göra en sådan tolkning av resultatet. Det finns således inga tydliga tecken på att små bolag eller bolag med en hög BE/ME-kvot skulle generera en högre avkastning. Det finns heller inga tydliga tecken på att motsatsen skulle gälla. Man skulle kunna argumentera för att SMB fungerar något bättre om 2011 exkluderas, då samtliga tre koefficienter är positivt signifikanta. Men eftersom antalet positivt signifikanta koefficienter endast ökar med en extra så beror det inte nödvändigtvis på en slags krisårseffekt utan det kan snarare vara slumpartat.

4.3 Robusthetstest

Med avsikt att testa för robusthet så genomförde vi regressioner över hela perioden exklusive 2011 samt för varje enskilt år. Då man jämför trefaktormodellen för hela perioden med perioden utan 2011 så försvann det positivt signifikanta interceptet för portföljen NH. Detta skulle kunna tyda på att modellen gör en mer korrekt skattning av avkastningen, då krisåret exkluderas. Då p-värdet fortfarande ligger i närheten av signifikansnivån tyder det på att effekten troligtvis är liten. Att interceptet försvann visade sig emellertid också stämma för CAPM, då interceptet för portföljen NH inte längre var signifikant skilt från noll när 2011 exkluderades. Justerad R^2 ändrade sig inte i någon större utsträckning utan både CAPM och trefaktormodellen tycks uppnå en liknande förklaringsgrad oavsett om krisåret inkluderas eller exkluderas. För trefaktormodellen så ökar antalet signifikanta SMB-premier något men inte i en sådan utsträckning att man med säkerhet kan säga att premien fungerar avsevärt bättre vid börsuppgång än vid nedgång.

Robustheten testades också med regressioner över de enskilda åren. För trefaktormodellen var RMRF den mest signifikanta faktorn, även om antalet signifikanta koefficienter minskade. Vilket troligtvis hör samman med att slumpen får en större betydelse när antalet observationer är färre. SMB och HML hjälper fortfarande inte till att förklara avkastningen då väldigt få koefficienter

blev signifikanta. Justerat R^2 avvek inte nämnvärt under de enskilda åren. För CAPM var också antalet signifikanta koefficienter för RMRF betydligt färre, men faktorn är fortfarande betydelsefull. Förklaringsgraden år 2014 var ovanligt låg, ca 22 %. I övrigt tycks resultaten för de enskilda åren stämma väl överens med resultaten från de andra två tidsperioderna men då antalet observationer är så pass få går det att ifrågasätta hur pålitligt robusthetstestet är för de enskilda åren.

4.4 Analys utifrån tidigare forskningsresultat

I avsnittet “tidigare forskning” refererade vi till Schwert (2003) som hävdade att både SMB-premien och HML-premien hade försvunnit på data som publicerats efter att Fama French lanserade sin trefaktormodell. Han argumenterade för att även om HML- och SMB-premierna kan ha varit relevanta faktorer för att förklara avkastningen tidigare så tycks detta fenomen ha försvunnit från nyare börsdata, eftersom finansiella aktörer kan antas ha fått kännedom om fenomenet. Då vårt resultat baseras på nyare data är det intressant att notera att HML- och SMB-premierna sällan är relevanta faktorer för att förklara avkastningen i våra regressioner. Något som tycks ge Schwert ytterligare stöd för sina slutsatser. Resultatet delar också vissa likheter med Fama French (2015) som testade en femfaktormodell. I likhet med vårt resultat konstaterade de att HML-premien var överflödigt förklarande variabel. De ansåg dock att SMB-premien fortfarande var relevant. Fama Frenchs (2015) studie skiljer sig också i att den även inkluderade äldre börsdata. Fama French (2005) argumenterade för att RMRF-premien spelade en mindre betydande roll då den analyserades enskilt. Om faktorerna för företagsstorlek och företagsvärde exkluderades så fungerade inte RMRF-premien lika väl som förklarande variabel. Detta står i motsats till vårt resultat där RMRF-premiens koefficienter är signifikanta oavsett om SMB- och HML-premierna inkluderas.

I teoriavsnittet gav vi exempel på att flera av antagandena som CAPM bygger på har varit flitigt omdiskuterade. Marknadspremien genererade emellertid uteslutande positivt signifikanta koefficienter, vilket tyder på att beta kan bidra till att förklara avkastningen i väldigt hög utsträckning. Detta gällde oavsett vilken av modellerna respektive vilken period som studeras. Marknadspremien kan dock inte fullt ut förklara avkastningen på portföljerna, vilket kan

konstateras genom att titta på förklaringsgraden. Detta är dock som förväntat då det vore överraskande om beta var den enda relevanta faktorn för att förklara avkastningen. Ett lägre justerat R^2 betyder bara att det krävs fler faktorer för att avkastningen ska kunna förklaras bättre. Vidare verkar det orealistiskt att hitta en modell som fullständigt förklarar avkastningen. Då vår uppsats inte i första hand försöker svara på om modellens teoretiska antaganden stämmer så undviker vi att gå för djupt in i en sådan diskussion. Det är säkerligen så att mycket av kritiken mot CAPMs antaganden är befogad, men likväl verkar modellen fungera mycket bra.

Då CAPM utgör fundamentet i trefaktormodellen kan kritiken mot dess antaganden i hög grad överföras till trefaktormodellen. När SMB och HML beräknas i trefaktormodellen utgår man från finansiell data, vilket medför att en fundamental analys tillämpas. I och med att varken SMB och HML kan bidra till att förklara avkastningen implicerar det att Fama-Frenchs förslag till fundamental analys inte verkar fungera. Att fundamental analys inte fungerar tyder på att marknaden förmodligen är effektiv, men riskexponering har också betydelse för avkastningen. Anta att små bolag är förenat med en högre riskexponering än stora bolag, då ska SMB bli positiv på en effektiv marknad. Kontentan i resonemanget är att en passiv investeringsstrategi, likt CAPM, verkar generera en lika hög avkastning som trefaktormodellen.

Studien är begränsad till sin omfattning i både ett geografiskt, tidsmässigt och metodmässigt avseende. Urvalet av aktierna utgör bara en andel av det totala antalet aktier på OMX-Stockholmsbörsen och en ännu mindre andel av alla världens aktier. Vi analyserar aktierna endast under en kortare tidsperiod och vi tar för givet att vårt tillvägagångssätt för att tillämpa våra modeller är gångbart. När man tolkar vårt resultat bör man ta detta i beaktande och undvika att dra allt för definitiva slutsatser av vår studie.

4.5 Resultat från datatester

När vi genomförde regressionerna testade vi också för förekomsten av multikollinearitet, heteroskedasticitet och autokorrelation. Vi utförde testerna för båda våra perioder men har valt

att enbart redovisa i tabellform för perioden 2010-2015. Resultatet från dessa tester redovisas i tabellerna nedan.

Multikollinearitet 2010-2015

	RMRF	SMB	HML
RMRF	1		
SMB	-0,0231	1	
HML	0,1741	-0,0030	1

När man gör OLS-regressioner bör man säkerställa att de förklarande variablerna inte korrelerar, annars riskerar de att påverka varandras koefficienter. Brooks anser att en korrelation på $|0,22|$ troligtvis går att ignorera (Brooks, 2014). Detta medför att den låga korrelationen mellan våra förklarande variabler rimligen inte kan anses ställa till några problem.

White 2010-2015

TFM	Kritiskt värde	p-värde (F)	Resultat
SL	5 %	0,5654	Förkasta ej
SM	5 %	0,8556	Förkasta ej
SH	5 %	0,0061	Förkasta
NL	5 %	0,4159	Förkasta ej
NM	5 %	0,9606	Förkasta ej
NH	5 %	0,0100	Förkasta
BL	5 %	0,0991	Förkasta ej
BM	5 %	0,4383	Förkasta ej
BH	5 %	0,9270	Förkasta ej
CAPM	Kritiskt värde	p-värde (F)	Resultat
SL	5 %	0,2764	Förkasta ej
SM	5 %	0,6236	Förkasta ej
SH	5 %	0,0836	Förkasta ej
NL	5 %	0,5494	Förkasta ej
NM	5 %	0,4691	Förkasta ej
NH	5 %	0,0030	Förkasta
BL	5 %	0,6741	Förkasta ej
BM	5 %	0,7375	Förkasta ej
BH	5 %	0,0808	Förkasta ej

Vi genomförde Whites heteroskedasticitetstest på samtliga portföljer för både trefaktormodellen och CAPM. För hela perioden 2010-2015 och exklusive 2011. Nollhypotesen för Whites test är att homoskedasticitet råder. Tester utgår vanligtvis från en signifikansnivå på 5 % (Schwert, 2015). När hela perioden beaktades var portföljerna SH och NH heteroskedastiska för trefaktormodellen, och för CAPM uppvisade enbart portföljen NH spår av heteroskedasticitet. När 2011 exkluderades hittade vi heteroskedasticitet i portföljerna SH och BL för trefaktormodellen. För CAPM var det enbart portföljen NH som var heteroskedastisk. För samtliga portföljer som visade spår av heteroskedasticitet genomfördes en ny regression med White-Hubers justerade standardfel, som justerar standardfelen och därigenom korrigerar för heteroskedasticiteten. Då få portföljer visade tecken på heteroskedasticitet och vi korrigerade i de fall då det förekom, kan vi utgå från att datan inte påverkats nämnvärt av den sortens problem.

Durbin Watson - 2010-2015

TFM						
portf.	D	DL	DU	4-DU	4-DL	Resultat
SL	1,883230	1,317	1,52	2,48	2,683	Förkasta ej
SM	2,245869	1,317	1,52	2,48	2,683	Förkasta ej
SH	2,011053	1,317	1,52	2,48	2,683	Förkasta ej
NL	1,999012	1,317	1,52	2,48	2,683	Förkasta ej
NM	1,834338	1,317	1,52	2,48	2,683	Förkasta ej
NH	2,148808	1,317	1,52	2,48	2,683	Förkasta ej
BL	1,708107	1,317	1,52	2,48	2,683	Förkasta ej
BM	2,160712	1,317	1,52	2,48	2,683	Förkasta ej
BH	2,327924	1,317	1,52	2,48	2,683	Förkasta ej
CAPM						
portf.	D	DL	DU	4-DU	4-DL	Resultat
SL	1,771229	1,382	1,449	2,551	2,618	Förkasta ej
SM	2,127644	1,382	1,449	2,551	2,618	Förkasta ej
SH	1,610025	1,382	1,449	2,551	2,618	Förkasta ej
NL	1,881563	1,382	1,449	2,551	2,618	Förkasta ej
NM	1,791228	1,382	1,449	2,551	2,618	Förkasta ej
NH	1,989444	1,382	1,449	2,551	2,618	Förkasta ej
BL	2,110384	1,382	1,449	2,551	2,618	Förkasta ej
BM	2,238966	1,382	1,449	2,551	2,618	Förkasta ej
BH	2,236921	1,382	1,449	2,551	2,618	Förkasta ej

Resultatet från Durbin Watsonstestet (D) erhålls i samband med att regressionerna genomförs. Nollhypotesen är att ingen autokorrelation existerar. Om $D = 2$ existerar ingen autokorrelation. Det är emellertid ytterst osannolikt att $D = 2$. Om $D > 2$ är datan negativt autokorrelerad, och om $D < 2$ är datan positivt autokorrelerad (Dougherty, 2011). För att autokorrelationen ska anses problematisk krävs dock att D understiger DL-värdet eller överstiger 4-DL värdet. Om D är större än DU eller mindre än 4-DU förkastas inte nollhypotesen. Om D ligger mellan DL och DU eller mellan 4-DU och 4-DL så går det inte att dra några slutsatser från testet (Copeland, Weston & Shastri, 2005). Som framgår av tabellen har datan inga problem med autokorrelation då vi inte förkastar nollhypotesen i något av fallen.

5. Slutsatser

CAPM och trefaktormodellen har testats på ett urval av aktier från OMX-Stockholmsbörsen, under 2010-2015. Resultatet visar att modellerna förklarar avkastningen i samma utsträckning.

Marknadsriskpremien lyckas förklara avkastningen lika bra i de båda modellerna.

Storlekspremien och värdepremien i trefaktormodellen misslyckas med att förklara avkastningen.

Detta tyder på att trefaktormodellen inte tillför något utöver CAPM. Slutsatsen blev likartad även när krisåret 2011 exkluderades. Utifrån uppsatsens resultat rekommenderas en passiv investeringsstrategi, likt CAPM, framför en aktiv investeringsstrategi med utgångspunkt i trefaktormodellen.

5.1 Vidare forskning

Det finns många tänkbara empiriska undersökningar som skulle kunna genomföras på området. Studier på Stockholmsbörsen under en längre tidsperiod hade kunnat tillföra ytterligare information då vår studie genomfördes under en kortare tidsperiod. Då vi studerade relativt få aktier vore det också intressant att se om resultatet skiljer sig åt om man utökar urvalet. Det hade även varit intressant att genomföra tester på andra marknader för att jämföra hur väl modellerna fungerar under olika omständigheter. Då både SMB- och HML-premien uppvisade ett svagt resultat vore det värdefullt att studera om andra faktorer skulle kunna prestera bättre på OMX-Stockholmsbörsen. Exempelvis Carharts momentumeffekt eller Fama- Frenchs (2015) femfaktormodell, som adderar faktorerna lönsamhet och investeringar. Forskningsområdet hade också kunnat gynnas av djupare teoretiska studier som behandlar de antaganden som CAPM och trefaktormodellen bygger på.

6. Källförteckning

Litteratur

Brooks, C. (2014). *Introductory Econometrics for Finance*, 3.uppl., Cambridge: Cambridge University Press

Byström, H. (2014). *Finance: Markets, Instruments & Investments*, 3.uppl., Lund: Studentlitteratur

Campbell, J., Lo, A. & MacKinlay, C. (1997). *The Econometrics of Financial Markets*, 2.uppl., Chichester: Princeton University Press

Copeland, T., Weston, F. & Shastri, K. (2005). *Financial Theory and Corporate Policy*, 4. Uppl., San Francisco: Pearson Addison Wesley

Dahmström, K. (2005). *Från Datainsamling till Rapport: Att göra en Statistisk Undersökning*, 4.uppl., Lund: Studentlitteratur

DeFusco, R., McLeavey, D., Pinto, J., Runkle, D. & Anson, M. (2015). *Quantitative Investment Analysis*, 3.uppl., Virginia: John Wiley Sons Inc

Dougherty, C. (2011). *Introduction to Econometrics*, 4.uppl., Oxford: Oxford University Press

Lundahl, U. & Skärvad, P-H. (1999). *Utredningsmetodik för samhällsvetare och ekonomer*, 3.uppl., Lund: Studentlitteratur

Artiklar

Ansari, V. (2000). Capital Asset Pricing Model: Should We Stop Using It? *Vikalpa*, vol. 25, no. 1, pp. 55-64, Tillgänglig Online:
http://www.vikalpa.com/pdf/articles/2000/2000_jan_mar_55_64.pdf [Hämtad 4 april 2017]

Banz, R. (1981). The Relationship between Return and Market Value of Common Stocks, *Journal of Financial Economics*, vol. 9, pp. 3-18, Tillgänglig Online:
http://www.business.unr.edu/faculty/liuc/files/BADM742/Banz_sizeeffect_1980.pdf [Hämtad 6 april 2017]

Basu, S. (1977). Investment Performance of Common Stocks in Relation to Their Price-Earnings Ratios: A Test of the Efficient Market Hypothesis, *The Journal of Finance*, vol. 32, no.3, pp. 663-682, Tillgänglig Online: <https://www.jstor.org/stable/pdf/2326304.pdf> [Hämtad 12 maj 2017]

Black, F. (1972). Capital Market Equilibrium with Restricted Borrowing, *The Journal of Business*, vol. 45, no.3, pp. 444-455, Tillgänglig Online: http://www.stat.ucla.edu/~nchristo/statistics_c183_c283/black_1972_article.pdf [Hämtad 6 april 2017]

Campbell, J., Hilscher, J. & Szilagyi, J. (2008). In Search of Distress Risk, *The Journal of Finance*, vol. 63, no.6, pp. 2899-2939, Tillgänglig Online: https://scholar.harvard.edu/files/campbell/files/campbellhilscherszilagyi_jf2008.pdf [Hämtad 12 maj 2017]

Carhart, M. (1997). On Persistence in Mutual Funds Performance, *The Journal of Finance*, vol. 52, no.1, pp. 57-82, Tillgänglig Online: <http://onlinelibrary.wiley.com/doi/10.1111/j.1540-6261.1997.tb03808.x/full> [Hämtad 29 mars 2017]

Carhart, M., Carpenter, J., Lynch, A. & Musto, D. (2002). Mutual Fund Survivorship, *The Review of Financial Studies*, vol. 15, no.5, pp. 1439-1463, Tillgänglig Online: <http://pages.stern.nyu.edu/~alynch/pdfs/rfs02cclm.pdf> [Hämtad 3 maj 2017]

Chan, L., Hamao, Y. & Lakonishok, J. (1991). Fundamentals and Stock Returns in Japan, *The Journal of Finance*, vol. 46, no.5, pp. 1739-1764, Tillgänglig Online: <https://www.jstor.org/stable/pdf/2328571.pdf> [Hämtad 9 maj 2017]

Chow, G. (2011). Usefulness of Adaptive and Rational Expectations in Economics, *CEPS Working Paper*, no. 221, Tillgänglig Online: <https://www.princeton.edu/ceps/workingpapers/221chow.pdf> [24 april 2017]

Chui, A., Titman, S. & Wei, J. (2000). Momentum, Legal Systems and Ownership Structure: An Analysis of Asian Stock Markets, *SSRN*, Tillgänglig Online: <http://fin.ntu.edu.tw/~conference2002/proceeding/4-1.pdf> [Hämtad 4 april 2017]

Chui, A., Titman, S. & Wei, J. (2010). Individualism and Momentum around the World, *The Journal of Finance*, Tillgänglig Online: <http://onlinelibrary.wiley.com/doi/10.1111/j.1540-6261.2009.01532.x/full> [Hämtad 2 april 2017]

Cook, S. (1999). Methodological Aspects of the Encompassing Principle, *The Journal of Economic Methodology*, vol. 6, no.1, pp. 61-78, Tillgänglig Online:
<http://www.tandfonline.com/doi/pdf/10.1080/135017899000000003> [Hämtad 6 maj 2017]

Coval, J & Moskowitz, T. (1999). Home Bias at Home: Local Equity Preference in Domestic Portfolios, *The Journal of Finance*, vol. 54, no.6, pp. 2045-2073, Tillgänglig Online:
<http://www.people.hbs.edu/jcoval/papers/homebias.pdf> [Hämtad 13 april 2017]

Dempsey, M. (2013). The Capital Asset Pricing Model (CAPM): The History of a Failed Revolutionary Idea in Finance? *ABACUS*, vol. 49, pp. 7-23, Tillgänglig Online:
<http://onlinelibrary.wiley.com/doi/10.1111/j.1467-6281.2012.00379.x/epdf> [Hämtad 24 april 2017]

Elbannan, M. (2014). The Capital Asset Pricing Model: An Overview of the Theory, *International Journal of Economics and Finance*, vol. 7, no.1, pp. 216-228, Tillgänglig Online:
<http://citeseerx.ist.psu.edu/viewdoc/download?doi=10.1.1.662.4335&rep=rep1&type=pdf> [Hämtad 2 maj 2017]

Fama, E. & French, K. (1992a). The Cross-section of Expected Stock Returns, *The Journal of Finance*, vol. 47, no.2, pp. 427-465, Tillgänglig Online:
<http://faculty.som.yale.edu/zhiwuchen/Investments/Fama-92.pdf> [Hämtad 5 april 2017]

Fama, E & French, K. (1993). Common Risk Factors in the Returns on Stocks and Bonds, *Journal of Financial Economics*, vol. 33, pp. 3-56, Tillgänglig Online:
https://faculty.fuqua.duke.edu/~charvey/Teaching/IntesaBci_2001/FF_Common_risk.pdf (Hämtad 31 mars 2017)

Fama, E & French, K. (2012). Size, Value and Momentum in International Stock Returns, *Journal of Financial Economics*, vol. 105, no.3, pp. 457-472, Tillgänglig Online:
<http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0304405X12000931> [Hämtad 21 april 2017]

Fama, E & French, K. (2015). A Five-factor Asset Pricing Model, *Journal of Financial Economics*, vol.116, no.1, pp. 1-22, Tillgänglig Online:
<http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0304405X14002323> [Hämtad 12 april 2017]

Fama, E & French, K. (2017). International Tests of a Five-factor Asset Pricing Model, *Journal of Financial Economics*, vol. 123, no.3, pp. 441-463, Tillgänglig Online:
<http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0304405X1630215X> [Hämtad 14 april 2017]

Federal Reserve Bank of New York. (2015). Arbitrage Pricing Theory, *Staff Reports*, no. 216
Tillgänglig Online:
https://www.newyorkfed.org/medialibrary/media/research/staff_reports/sr216.pdf [Hämtad 6 april 2017]

Graham, J. & Harvey, C. (2001). The Theory and Practice of Corporate Finance: Evidence from the Field, *Journal of Financial Economics*, vol. 60, pp. 187-243, Tillgänglig Online:
https://faculty.fuqua.duke.edu/~charvey/Research/Published_Papers/P67_The_theory_and.pdf
[Hämtad 6 april 2017]

Griffin, J., Ji, X. & Martin, S. (2003). Momentum Investing and Business Cycle Risk: Evidence from Pole to Pole, *The Journal of Finance*, vol. 58, no.6, pp. 2515-2547, Tillgänglig Online:
<https://www.jstor.org/stable/pdf/3648202.pdf> [Hämtad 12 maj 2017]

Guo, J. & Wang, K. (2014). Empirical tests of Fama-French Three-factor Model and Principal Component Analysis on the Chinese Stock Market, *Masteruppsats, Lunds Universitet*,
Tillgänglig Online:
<http://lup.lub.lu.se/luur/download?func=downloadFile&recordOid=4462911&fileOid=4462915>
[Hämtad 13 april 2017]

Heckman, J (1979). Sample Selection Bias as a Specification Error, *Econometrica*, vol.47, no. 1, pp 153-161, Tillgänglig
Online:<https://faculty.smu.edu/millimet/classes/eco7321/papers/heckman02.pdf> [Hämtad 19 april 2017]

Jegadeesh, N. & Titman, S. (1993). Returns to Buying Winners and Selling Losers: Implications for Stock Markets Efficiency, *The Journal of Finance*, vol. 48, no.1, pp. 65-91,
Tillgänglig Online: <https://www.jstor.org/stable/pdf/2328882.pdf> [Hämtad 23 april 2017]

Jegadeesh, N. & Titman, S. (2001). Profitability of Momentum Strategies: An Evaluation of Alternative Explanations, *The Journal of Finance*, vol. 56, no.2, pp. 699-720, Tillgänglig Online:
<https://www.jstor.org/stable/pdf/222579.pdf> [Hämtad 23 april 2017]

Lakonishok, J., Schleifer, A. & Vishny, R. (1994). Contrarian Investment, Extrapolation and Risk, *The Journal of Finance*, vol.49, no.5, pp. 1541-1578, Tillgänglig Online:
<http://lsvasset.com/pdf/research-papers/Contrarian-Investment-Extrapolation-and-Risk.pdf>
[Hämtad 12 maj 2017]

Lam, K. (2005). Is the Fama-French Three-Factor Model Better Than the CAPM, *Masteruppsats, Simon Fraser University*, Tillgänglig Online:

Etd1764.pdf [Hämtad 4 maj 2017]

Litzenberg, R. & Ramaswamy, K. (1979). The Effect of Personal Taxes and Dividends on Capital Asset Prices: Theory and Empirical Evidence, *Journal of Financial Economics*, vol. 7, pp. 163-195, Tillgänglig Online: http://www.ibrarian.net/navon/paper/THE_EFFECT_OF_PERSONAL_TAXES_AND_DIVIDENDS_ON_CAP.pdf?paperid=11247617 [Hämtad 11 maj 2017]

Malkiel, B. (2003). The Efficient Market Hypothesis and Its Critics, *Journal of Economic Perspectives*, vol. 17, no. 1, pp. 59-82, Tillgänglig Online: http://eml.berkeley.edu/~craine/EconH195/Fall_14/webpage/Malkiel_Efficient%20Mkts.pdf [Hämtad 15 april 2017]

Maris, G. (2009). Application of the Fama and French Three-factor-Model to the Greek Stock Market, *Masteruppsats, University of Macedonia*, Tillgänglig Online: <https://dspace.lib.uom.gr/bitstream/2159/13594/1/GeorgiosMsc2009.pdf> [Hämtad 9 april 2017]

Merton, R. (1973). An Intertemporal Capital Asset Pricing Model, *The Econometric Society*, vol. 41, No. 5, pp. 867-887, Tillgänglig Online: <http://www.people.hbs.edu/rmerton/Intertemporal%20Capital%20Asset%20Pricing%20Model.pdf> [Hämtad 14 april 2017]

Mullins, D. (1982) Does the Capital Asset Pricing Model Work? *Harvard Business Review*, no. 82106, pp. 105-114, Tillgänglig Online: <https://hbr.org/1982/01/does-the-capital-asset-pricing-model-work> [Hämtad 13 maj 2017]

Novy-Marx, R. (2012). The Other Side of Value: The Gross Profitability Premium, Tillgänglig Online: <http://rnm.simon.rochester.edu/research/OSoV.pdf> [Hämtad 23 april 2017]

Pettengill, G., Sundaram, S. & Mathur, I. (1995). The Conditional Relation between Beta and Returns, *The Journal of Financial and Quantitative Analysis*, vol. 30, no.1, pp. 101-116, Tillgänglig Online: <https://www.jstor.org/stable/pdf/2331255.pdf> [Hämtad 12 maj 2017]

Reinganum, M. (1981). Misspecification of Capital Asset Pricing: Empirical Anomalies Based on Earnings, Yields and Market Values, *Journal of Financial Economics*, vol. 9, pp. 19-46, Tillgänglig Online: http://ac.els-cdn.com/0304405X81900192/1-s2.0-0304405X81900192-main.pdf?_tid=0c76ffce-370c-11e7-96b3-00000aacb361&acdnat=1494591234_80ead3fe7db5b085addb3ab8718e9e6d [Hämtad 12 maj 2017]

Rosenberg, B., Kenneth, R. & Lanstein, R. (1985). Persuasive Evidence of Market Inefficiency, *The Journal of Portfolio Management*, vol. 11, no.3, pp 9-16, Tillgänglig Online: http://www.competitiontribunal.gov.au/_data/assets/pdf_file/0017/28250/END.043.001.0004.pdf [Hämtad 10 maj 2017]

Rowenhorst, K. (1998). International Momentum Strategies, *The Journal of Finance*, vol. 53, no.1, pp. 267-284, Tillgänglig Online: https://faculty.fuqua.duke.edu/~charvey/Teaching/IntesaBci_2001/R_International_momentum.pdf [Hämtad 24 april 2017]

Schwert, W. (2003). Anomalies and Markets Efficiency, *Elsevier Science B.V.*, pp. 939-960, *Tillgänglig Online*: <http://schwert.ssb.rochester.edu/hbfech15.pdf> [8 april 2017]

Tesfatsion, L. (2017). Introductory notes on Rational Expectations, *Iowa State University, Ames*, Tillgänglig Online: <http://www2.econ.iastate.edu/tesfatsi/reintro.pdf> [Hämtad 19 april 2017]

Titman, S., Wei, J & Xie, F. (2003) Capital Investments and Stock Returns, *NBER Working Paper Series*, no.9951, Tillgänglig Online: <http://www.nber.org/papers/w9951.pdf> [Hämtad 4 maj 2017]

Zhang, J. & Wihlborg, C. (2004). The Polish Stock Market: Risk and Risk Premia, vol. 4, no.2, Tillgänglig Online: http://www.ebr.edu.pl/pub/2004_2_5.pdf [Hämtad 25 mars 2017]

Zhang, J. & Wihlborg, C. (2010). Capm in Up and Down Markets: Evidence from Six European Emerging Markets, *Journal of Emerging Market Finance*, vol. 9, no.2, pp. 229-255, Tillgänglig Online: http://www.ebr.edu.pl/pub/2004_2_5.pdf [Hämtad 14 april 2017]

Internetkällor

Nickolas, S. (2016). CAPM vs. Arbitrage Pricing Theory: How They Differ, Tillgänglig Online: <http://www.investopedia.com/articles/markets/080916/capm-vs-arbitrage-pricing-theory-how-they-differ.asp> [Hämtad 11 april 2017]

Riksbanken, Sök Räntor och Valutakurser, Tillgängligt Online <http://www.riksbank.se/sv/Rantor-och-valutakurser/Sok-rantor-och-valutakurser/?g6-SETB1MBENCHC=on&from=2010-01-01&to=2014-12-31&f=Month&cAverage=Average&s=Comma#search> [Hämtad 1 mars 2017]

Riksgälden, (2017), Rating, Tillgänglig Online:
<https://www.riksdagen.se/sv/For-investerare/policy-regelverk/Rating/> [6 april 2017]

Schwert, W, Heteroskedasticity, Tillgänglig Online:
http://schwert.ssb.rochester.edu/a425/a425_het.pdf [22 april 2017]

Six Financial Information, Six Return Index, Tillgänglig Online,
http://www.six.se/hs-fs/hub/370766/file-1934747954-pdf/SIX_Sites/SIX_Index/Factsheets/SIX_Return_Index/SIXRX_Produktblad.pdf [Hämtad 3 april 2017]

Databaser

Thomson Reuters Datastream [Insamlades 3-10 april 2017]

Figurer

Figur 1: Inspirerad av: <https://portfoliosolutions.com/latest-learnings/fama-french-three-factor-model> [Hämtad 6 maj 2017] Designad med hjälp av Jenna Knuuti

Figur 2: Inspirerad av: Lundahl, U. & Skärvad, P-H. (1999). Utredningsmetodik för samhällsvetare och ekonomer, 3.uppl., Lund: Studentlitteratur
Designad med hjälp av Jenna Knuuti

7. Appendix

Marknadsavkastning

Månad	2010	2011	2012	2013	2014
jan	0,81	-1,17	5,83	5,5	-1,67
feb	-0,52	-1,61	6,3	3,57	6,06
mar	8,78	2,27	-1,03	0,91	0,64
apr	4,22	4,02	-0,16	2,06	1,89
maj	-6,89	-0,53	-6,59	2,14	3,75
jun	1,45	-3,5	3,04	-5,04	-1,35
jul	4,6	-4,69	4,19	7,17	-0,74
aug	-3,17	-10,48	-2,22	-1,04	0,64
sep	8,42	-5,89	3,03	4,07	-0,16
okt	0,04	8,83	-1,41	1,73	1,55
nov	1,43	-1,41	3,09	2,27	3,36
dec	5,86	1,11	2,05	2,09	1,06
Total	26,7	-13,51	16,49	27,95	15,81

Riskfria räntor på månadsbasis.

Månad	2010	2011	2012	2013	2014
Jan	0,000172	0,001161	0,001417	0,000852	0,000634
Feb	0,000179	0,001384	0,001368	0,000841	0,00064
Mar	0,000184	0,001421	0,001287	0,000831	0,000633
Apr	0,000203	0,001428	0,001267	0,000824	0,000617
Maj	0,000194	0,001521	0,00125	0,000806	0,000615
Jun	0,000187	0,001509	0,001214	0,000816	0,000597
Jul	0,000314	0,001499	0,001134	0,0008	0,000263
Aug	0,00035	0,001531	0,001204	0,000816	0,000203
Sep	0,000455	0,001447	0,001066	0,000797	0,000189
Okt	0,000704	0,00146	0,001003	0,000814	0,000124
Nov	0,000916	0,001566	0,001029	0,000817	0,000043
Dec	0,000997	0,001421	0,00095	0,000747	0,000059
Total	0,004854	0,017348	0,014189	0,00976	0,004618

Riskpremier

RMRF	2010	2011	2012	2013	2014
Jan	0,007928	-0,01286	0,056883	0,054148	-0,01733
Feb	-0,00538	-0,01748	0,061632	0,034859	0,05996
Mar	0,087616	0,021279	-0,01159	0,008269	0,005767
Apr	0,041997	0,038772	-0,00287	0,019776	0,018283
Maj	-0,06909	-0,00682	-0,06715	0,020594	0,036885
Jun	0,014313	-0,03651	0,029186	-0,05122	-0,0141
Jul	0,045686	-0,0484	0,040766	0,0709	-0,00766
Aug	-0,03205	-0,10633	-0,0234	-0,01122	0,006197
Sep	0,083745	-0,06035	0,029234	0,039903	-0,00179
Okt	-0,0003	0,08684	-0,0151	0,016486	0,015376
Nov	0,013384	-0,01567	0,029871	0,021883	0,033557
Dec	0,057603	0,009679	0,01955	0,020153	0,010541
Total	0,2454	-0,1479	0,1470	0,2445	0,1457

SMB	2010	2011	2012	2013	2014
Jan	0,052221	0,025838	0,010953	0,016786	0,044791
Feb	0,040359	0,014154	-0,03799	0,021517	0,006709
Mar	0,041501	0,002586	-0,0012	0,01442	-0,05275
Apr	-0,0419	-0,02181	-0,02215	-0,02543	0,030768
Maj	0,006265	-0,05435	0,019577	-0,05378	-0,0419
Jun	-0,03979	-0,00698	-0,1163	0,007985	0,010449
Jul	-0,08443	0,034833	0,009012	-0,04251	0,028102
Aug	0,002298	-0,02256	-0,00042	0,019285	-0,02604
Sep	0,042151	-0,02514	-0,05235	0,028171	-0,01285
Okt	-0,01106	0,008524	-0,00174	0,026292	0,008307
Nov	-0,04241	-0,08916	-0,03889	-0,01645	-0,00607
Dec	0,067438	0,002796	0,011619	-0,01736	0,031423
Total	0,0327	-0,1313	-0,2199	-0,0211	0,0209

HML	2010	2011	2012	2013	2014
Jan	-0,00427	0,090038	0,01702	0,047635	0,005898
Feb	0,000124	-0,04056	0,005363	0,055625	0,037951
Mar	-0,03907	-0,01971	-0,05661	0,006516	0,057194
Apr	-0,03618	-0,01275	-0,03065	0,041164	0,003289
Maj	0,007308	0,013324	-0,04307	0,005247	-0,0032
Jun	0,013986	-0,01681	0,035223	-0,02694	-0,00508
Jul	0,035788	0,04686	0,078282	0,018481	-0,04661
Aug	-0,00248	-0,02237	0,018954	-0,00741	-0,04435
Sep	0,066479	0,010631	0,040902	-0,08597	-0,02155
Okt	0,003766	-0,05521	-0,0601	0,053499	-0,11088
Nov	-0,00429	-0,04254	-0,00241	-0,00255	-0,03911
Dec	0,093415	-0,02498	-0,06023	-0,02024	-0,04594
Total	0,1346	-0,0741	-0,0573	0,0851	-0,2124

Portföljavgkastningar

SL	2010	2011	2012	2013	2014
Antal	5	5	6	4	4
Jan	0,077617	0,053601	0,146632	0,039483	-0,03061
Feb	-0,0067	0,04242	0,062955	-0,06214	-0,12934
Mar	0,058155	0,091447	0,030829	0,060033	-0,0132
Apr	0,052548	0,070325	-0,03978	0,006716	-0,01449
Maj	-0,03688	-0,01071	-0,01893	-0,05269	0,00369
Jun	-0,01929	-0,04802	0,00439	-0,04159	-0,01214
Jul	0,023026	-0,03105	-0,01909	-0,01741	0,000977
Aug	-0,06514	-0,14955	-0,04417	-0,01143	-0,02259
Sep	0,064374	-0,05333	0,021851	0,063125	0,061655
Okt	-0,01944	0,042945	-0,01861	0,066973	-0,02398
Nov	0,01526	-0,03054	0,01364	0,052111	0,059274
Dec	0,03412	-0,01981	-0,01824	-0,03701	-0,03097
Total	0,177665	-0,04227	0,121474	0,066177	-0,15173

SM	2010	2011	2012	2013	2014
Antal	5	4	4	3	4
Jan	0,15684	0,047061	0,141178	0,382729	0,209135
Feb	0,056987	-0,05193	0,121735	-0,17039	0,106304
Mar	0,128789	0,043829	-0,01435	-0,04658	-0,04939
Apr	-0,0457	0,101377	0,020385	-0,03981	0,024148
Maj	-0,06138	-0,0965	-0,07373	-0,04546	0,045911
Jun	-0,05606	-0,05455	-0,00611	-0,05704	0,019546
Jul	-0,00429	-0,15338	0,044441	0,012283	0,004952
Aug	0,015455	0,012991	-0,06011	-0,11134	-0,06671
Sep	0,100146	-0,09982	-0,04976	-0,04271	0,004021
Okt	-0,0484	0,00042	-0,00426	-0,03842	-0,01104
Nov	-0,01075	0,045883	0,038374	-0,0366	0,103269
Dec	0,160901	0,048078	-0,02098	-0,04985	0,072531
Total	0,392544	-0,15655	0,136801	-0,24319	0,462676

SH	2010	2011	2012	2013	2014
Antal	10	11	10	13	12
Jan	0,095766	0,011128	0,042892	0,049167	-0,02262
Feb	0,017221	-0,0316	-0,02964	0,094842	0,094153
Mar	0,182723	0,032162	-0,0071	0,031839	0,019952
Apr	-0,01374	0,039876	0,016414	0,038637	0,025242
Maj	-0,09874	-0,04639	-0,07951	-0,03337	0,029094
Jun	-0,05102	-0,03615	-0,01476	-0,03851	0,017592
Jul	0,000292	0,0034	-0,03949	0,027684	-0,02638
Aug	-0,02158	-0,12114	-0,00979	0,035681	-0,01686
Sep	0,021554	-0,04244	0,030669	0,043977	-0,05795
Okt	0,053573	0,02961	-0,06827	0,041762	-0,08337
Nov	-0,00274	-0,08734	-0,02442	0,023559	0,008204
Dec	0,048203	0,016657	-0,00289	-0,01312	0,005928
Total	0,231513	-0,23222	-0,1859	0,302146	-0,00702

NL	2010	2011	2012	2013	2014
Antal	8	8	7	7	7
Jan	0,128796	-0,00592	0,085922	0,058241	-0,07392
Feb	-0,00994	-0,02753	0,075289	0,041636	0,03644
Mar	0,078736	0,020316	0,056723	0,042392	0,007566
Apr	0,052259	-0,09191	0,008269	-0,07991	-0,0348
Maj	-0,0289	-0,04878	-0,06404	-0,06536	0,021264
Jun	-0,12733	-0,07779	-0,04036	-0,00067	0,006509
Jul	0,057549	-0,14759	0,028547	0,063552	0,022115
Aug	-0,03149	-0,08122	-0,01585	0,023873	0,016428
Sep	0,079968	-0,05583	-0,013	0,142935	-0,03282
Okt	0,013626	0,114281	0,045357	0,072502	0,033799
Nov	-0,01356	-0,07875	-0,0283	0,025297	-0,01393
Dec	0,193768	0,066824	0,046446	-0,02487	0,05313
Total	0,393479	-0,4139	0,185005	0,299619	0,041781

NM	2010	2011	2012	2013	2014
Antal	7	8	8	9	8
Jan	0,06601	-0,04163	0,10316	0,155953	-0,03831
Feb	-0,02074	0,01221	0,038617	0,067669	0,101123
Mar	0,083284	0,04531	-0,04044	-0,01077	0,064414
Apr	-0,03228	-0,04954	-0,00556	-0,02296	0,052459
Maj	-0,12597	0,038868	-0,07609	0,02448	0,05307
Jun	-0,0098	-0,05878	0,041801	-0,03655	0,005198
Jul	0,064078	-0,06216	-0,00802	0,109071	-0,07679
Aug	-0,03198	-0,08602	-0,0357	0,059295	0,030673
Sep	0,113065	-0,10455	0,058523	0,029973	0,009689
Okt	0,020965	0,049036	0,018001	0,039884	0,040335
Nov	0,096836	0,008581	0,012158	0,052963	0,024416
Dec	0,116786	0,028029	0,025485	-0,00475	0,04794
Total	0,34026	-0,22065	0,131936	0,464256	0,31421

NH	2010	2011	2012	2013	2014
Antal	5	4	5	4	5
Jan	0,032136	0,024303	0,085971	0,064929	0,035212
Feb	0,006842	0,009428	0,018422	0,055091	0,096239
Mar	0,113222	0,045132	-0,02849	-0,01594	0,00655
Apr	-0,05593	-0,002	0,006973	0,021997	0,067409
Maj	-0,07194	5,61E-06	-0,10547	0,031081	0,033378
Jun	-0,00398	-0,04987	0,093154	-0,07603	0,014429
Jul	0,068764	-0,07791	0,025209	0,090981	-0,02197
Aug	0,010418	-0,05519	-0,00319	-0,01105	0,015269
Sep	0,226737	-0,09558	0,057158	0,013198	-0,03552
Okt	0,032526	0,0473	0,031273	0,027905	0,040573
Nov	-0,0193	0,02791	0,044587	0,016733	0,041341
Dec	0,152384	0,048404	0,011045	0,027485	0,052234
Total	0,491881	-0,07806	0,236644	0,24638	0,345142

BL	2010	2011	2012	2013	2014
Antal	7	7	7	9	9
Jan	0,056002	-0,07968	0,058803	0,010287	-0,0578
Feb	-0,0102	-0,01953	0,020616	0,011229	0,015188
Mar	0,101998	0,038172	0,004871	-0,00331	0,022791
Apr	0,053386	0,049622	-0,0305	-0,00096	0,010166
Maj	-0,07971	0,005642	-0,07369	0,010789	0,04335
Jun	-0,02618	-0,02714	0,108868	-0,04111	0,000776
Jul	0,090869	-0,07306	0,021276	0,073521	-0,02481
Aug	0,020567	-0,0669	-0,03897	0,009652	0,035914
Sep	0,033714	-0,04753	-0,0085	0,068904	-0,01546
Okt	0,002548	0,050604	-0,01065	-0,03794	0,019996
Nov	0,073328	0,033299	-0,00022	0,020139	0,047995
Dec	0,016559	0,038784	0,040011	0,033231	0,020855
Total	0,332877	-0,09772	0,091914	0,154428	0,118958

BM	2010	2011	2012	2013	2014
Antal	8	8	8	8	8
Jan	0,030063	-0,03455	0,04959	0,089807	-0,0108
Feb	-0,01349	-0,02136	0,03745	0,028822	0,045732
Mar	0,081557	0,028008	0,016661	0,016504	0,046865
Apr	0,072863	0,082494	-0,00105	0,011017	-0,02038
Maj	-0,06942	-0,00152	-0,09943	0,009173	0,0048
Jun	0,009767	-0,04352	0,020905	-0,0314	-0,0273
Jul	0,068859	-0,12171	0,049305	0,051411	-0,02326
Aug	-0,06709	-0,10342	-0,00967	-0,00604	0,016281
Sep	0,03575	-0,10556	0,028123	0,044703	0,00229
Okt	-0,00425	0,074907	0,002772	-0,04486	-0,002
Nov	0,040222	0,036114	0,047113	0,043473	0,044095
Dec	0,05884	0,01712	0,004384	-0,00533	0,007502
Total	0,243669	-0,19301	0,14615	0,207276	0,083821

BH	2010	2011	2012	2013	2014
Antal	5	5	5	3	3
Jan	0,046513	0,051242	0,105331	0,123127	0,005134
Feb	-0,0008	-0,09023	0,051009	0,050863	0,022883
Mar	0,023451	0,019385	-0,02773	0,025548	0,080511
Apr	-0,03373	-0,01852	-0,02713	0,050598	0,008022
Maj	-0,03949	0,040759	-0,09728	0,036376	0,041818
Jun	-0,05462	-0,04946	0,100418	-0,05347	-0,01628
Jul	0,142592	-0,04757	0,060659	0,091341	-0,04408
Aug	-0,02832	-0,08374	-0,0164	-0,06978	-0,00476
Sep	0,06373	-0,04591	0,062627	-0,00644	0,021257
Okt	0,032746	0,00882	-0,03929	0,073309	0,003496
Nov	0,03597	-0,03647	0,017543	0,004631	0,000941
Dec	0,085643	0,041355	0,022903	0,039537	-0,00837
Total	0,273683	-0,21035	0,212671	0,365641	0,110574

Aktier

Large Cap

AARHUSKARLSHAMN
ALFA LAVAL
ASSA ABLOY B
ATLAS COPCO A
ATRIUM LJUNGBERG B
AVANZA BANK HOLDING
AXFOOD
AXIS
BETSSON B
BILLERUD KORSNAS
BOLIDEN
CASTELLUM
ELECTROLUX B
ELEKTA B
ERICSSON B
FABEGE
FASTIGHETS BALDER B
GETINGE
HENNES & MAURITZ B
MTG B
NCC B
NETENT
NIBE INDUSTRIER B
NOBIA
NORDEA BANK
PEAB B
SAAB B
SANDVIK
SCA B
VOLVO B

Small Cap

ACTIVE BIOTECH
ALLTELE
ANOTO GROUP
AVEGA GROUP B
BE GROUP
BEIJER ELECTRONICS
BERGS TIMBER B
BIOINVENT INTL
BJORN BORG
BLACK EARTH FARMING SDB
BONG
BTS GROUP
CELLAVISION
CONCORDIA MARITIME
CONSILIUM B
C-RAD B
CTT SYSTEMS
DGC ONE
DORO
DUROC B
ELECTRA GRUPPEN
ELOS MEDTECH
ENDOMINES
ENEA
EWORK GROUP
FEELGOOD SVENSKA
FORMPIPE SOFTWARE
INTELLECTA B
LAMMHULTS DESIGN GROUP
MIDSONA B