

Uppgiftens namn: Inlämning av uppsats 17/1

Namn: Noah Nilsson

Inlämnad: 2018-01-17 11:49

Skapades: 2018-02-15 11:50



LUNDS UNIVERSITET
Ekonomihögskolan

Nationalekonomiska institutionen

NEKH02

Examensarbete

HT-17

Halloweeneffekten - Bus eller avkastning?

En studie om halloweeneffekten på Stockholmsbörsen

**Författare: Jacob Bernland
Noah Nilsson**

Handledare: Erik Norrman

Sammanfattning

Titel	Bus eller avkastning? En studie om Halloweeneffekten på Stockholmsbörsen.
Författare	Jacob Bernland, Noah Nilsson
Handledare	Erik Norrman
Fem nyckelord	Stockholmsbörsen, kalenderanomali, Halloweeneffekten, Tradingstrategi, Sell-in-May
Syfte	Syftet med studien är att undersöka om Halloweeneffekten existerar på Stockholmsbörsens olika marknadssegment och i förlängningen om så är fallet utnyttja denna anomali och bilda en portföljstrategi som överpresterar gentemot marknadsindex.
Metod	Kvantitativ metod där sekundär data har samlats in och förhållandet mellan teori och slutsats är deduktivt.
Teoretiskt perspektiv	Undersökningen grundar sig ur föregående forskning om Halloweeneffekten med diskussion om marknadseffektivitet och portföljutvärderingar
Empiri	Urvalet består av Stockholmsbörsen samtliga segment och bolag. Aktiedata har hämtats från Thomson Reuters Datastream och svensk statsskuldsväxel har hämtats från Riksbanken.
Slutsats	Studien bevisar Halloweeneffektens existens på Stockholmsbörsens samtliga segment. De portföljer som utformats för att exploatera kalenderanomalin överpresterar gentemot marknadsportföljen i total avkastning och i termer av riskjusterade prestationsmått

Abstract

Title Trick or treat? A study of the Halloween effect on Stockholm stock exchange.

Authors Jacob Bernland, Noah Nilsson

Advisor Erik Norrman

Key words Stockholm Stock Exchange, Calendar Anomaly, Halloween effect, Trading Strategy, Sell-in-May

Purpose The purpose of this study is to examine the existence of the Halloween effect on Stockholm stock exchange and to form a trading strategy that exploits the effect.

Methodology A quantitative study based on secondary data, the relationship between the theory and conclusion are deductive.

Theoretical perspective This study has a similar approach as previous studies about the Halloween effect with topics such as market efficiency and portfolio evaluation.

Empirical foundation The sample consist of all segment of the Stockholm stock exchange. The data are retrieved from Thomson Reuter Datastream and the Swedish Treasury bill rate are collected from Riksbanken.

Conclusion This study confirms the existence of the Halloween effect on the Stockholm Stock Exchange. The portfolios that exploit the Halloween effect beats the market in terms of total return and risk adjusted performance measures.

Förord

Vi vill tacka vår handledare Erik Norrman för all hjälp och feedback under arbetets gång.

Jacob Bernland & Noah Nilsson

Begrepp och definitioner

Sommarmånader - I studien så kommer perioden 1 maj - 31 oktober benämnas som sommarmånader.

Vintermånader - I studien kommer perioden 1 november - 31 april benämnas som vintermånader.

Halloweeneffekt - En kalenderanomali som innebär att marknaden genererar högre avkastning under vintermånaderna än sommarmånaderna.

Sell-in-May-strategi - En portfölj som investerar i tillgången under vintermånaderna och i den riskfria tillgången under sommarmånaderna.

Buy-and-Hold-strategi – En passiv strategi som håller en lång position i tillgången.

Riskfri tillgång - Svensk statsskuldväxel med en månads löptid.

Marknaden – I studien kommer MSCI Sverige representera marknaden, det vill säga Large Cap och Mid Cap som ett sammanslaget index.

Excess return – Avkastning på en investering utöver den riskfria räntan.

Marknadspremium – Avkastningen på marknaden utöver den riskfria räntan.

Innehållsförteckning

1. Inledning	8
1.1 Bakgrund	8
1.2 Problemdiskussion	8
1.3 Problemformulering	9
1.4 Syfte	9
1.5 Avgränsningar	9
1.6 Målgrupp	10
1.7 Disposition	10
2. Teori	11
2.1 Effektiva marknadshypotesen	11
2.2 Random Walk hypotesis	11
2.3 Mean-variance kriteriet	12
2.4 Capital asset pricing model (CAPM)	12
2.5 Out-of-sample data	13
2.6 Tidigare forskning	13
2.6.1 Bouman & Jacobsen	13
2.6.2 Sandra. C Andrade, Vidhi Chhaochharia och Michael E. Fuerst (2013)	14
2.6.3 Dichtl och Drobetz (2015)	14
2.6.4 Svenska marknaden	15
3. Metod	16
3.1 Angreppssätt och vetenskaplig utgångspunkt	16
3.2 Tidsperiod och handelsplats	16
3.3 Urval	17
3.4 Datainsamling	17
3.6 Genomförande	17
3.7 Tradingintervall och utformande av portföljer	17
3.8 Regressionsanalys	18
3.9 Test för Halloweeneffekt	19
3.10 Test för heteroskedasticitet och autokorrelation	19
3.11 Utvärdering av portföljer	21
4. Resultat	23
4.1 Halloweeneffekten	23
4.2 Portföljer	25

5. Analys	30
5.1 Analys av Halloweeneffekten	30
5.2 Analys av portföljer	31
5.3 Tänkbara förklaringar till Halloweeneffekten	32
5.4 Kritik mot Halloweeneffektens bevis	32
5.4.1 Outliers	33
5.4.2 Transaktionskostnader	33
5.4.3 Databesamling och val av index	34
6. Slutsats	35
6.1 Förslag på vidare forskning.....	36
7. Litteraturlista.....	37
8. Appendix.....	39
8.1 Bilaga 1 – Regressioner, Halloweeneffekten.....	39
8.2 Bilaga 2 – Regressioner, portföljer.	45
8.3 Bilaga 3 – Tester för autokorrelation och heteroskedasticitet.	47

1. Inledning

1.1 Bakgrund

Sedan 1863 då Stockholms Fondbörs invigdes har investerare försökt hitta de mest lönsamma aktierna och nå högre avkastning än marknaden (Dagens Industri, 2016). I juni år 2017 så uppgick värdet på de noterade aktierna på Stockholmsbörsen till 7057 miljarder kronor och antalet noterade bolag uppgick till den högsta nivån någonsin (statistiska centralbyrån, 2017). De mest använda analysmetoderna inom värdepappershandel är fundamental- och teknisk analys. Fundamental analys används för att förutse ett bolags framtida utveckling med hjälp av befintlig information, så som att analysera bokslut och bedöma företags framtidsutsikter givet företagens förutsättningar. Teknisk analys baseras på historiska prISRörelser och grupp beteende för att försöka förutspå framtida kursrörelser (Byström, 2014).

Teknisk analys kan användas för att upptäcka anomalier på aktiemarknaden. Bland dessa anomalier kan en del kategoriseras som kalenderanomalier, vilket innebär att marknaden uppvisar återkommande mönster i avkastning beroende på tidsperiod. Några av de mest omtalade anomalierna på aktiemarknaden är januarieffekten, måndagseffekten, semestereffekten och Halloweeneffekten. En del akademiker och investerare påstår att aktiemarknaden kan präglas av dessa säsong- och kalender anomalier. Ifall effekterna existerar så skulle det innebära att man kan med hjälp av rätt timing kan erhålla en högre sannolikhet att nå överavkastning. Enligt den effektiva marknadshypotesen så skall dessa anomalier upphöra att existera efter deras upptäckt eftersom att investerare kommer exploatera anomalierna i jakt på överavkastning. I motsats till denna marknadsteori så finns det studier som bevisar att det på vissa marknader fortsätter att förekomma kalenderanomalier även efter beviset av deras existens (Fama, 1970,1991). Professionella investerare har börjat fundera på att starta en ETF på den amerikanska marknaden med en investeringsstrategi som exploaterar den ovan nämnda Halloweeneffekten (Financial Times, 2017).

1.2 Problemdiskussion

Existensen av en så kallad Halloweeneffekt på olika börsmarknader har bekräftats av många olika undersökningar genom åren, inte minst av Bouman & Jacobsen (2002), Andrade, Chhaochharia & Fuerst (2013) och Dichtl & Drobetz (2015). En kalenderanomali som denna

tyder på en ineffektivitet på marknaden och borde vara ett exploaterbart verktyg för investerare för att uppnå överavkastning.

Även om många studier visar på en signifikant högre avkastning i månaderna november till april på aktiemarknader världen över är investeringsstrategin som bygger på Halloweeneffekten, den så kallade Sell-in-May-strategin ifrågasatt. Bouman & Jacobsens rapport från 2002 lägger fram bevis för att Sell-in-May-strategin totalt sätt avkastar mer än en passiv Buy-and-Hold-strategi i 17 av 19 undersökta länder 1973 till 1996. En undersökning från 2017 visar dock att Buy-and-Hold-strategin på S & P 500 över en längre period (1871 till 2017) utklassar Sell-in-May-strategi i mått av total avkastning (CXO Advisory group, 2017).

I Sveriges fall har Halloweeneffekten visat sig existera på aktiemarknaden, i alla fall innan millennieskiftet (Bouman & Jacobsen, 2002). Dock har det visat sig att det saknas studier om hur en Sell-in-May-strategi presterar på den svenska marknaden. Denna studie är därför intressant då vi testar om denna kalenderanomali fortfarande består på senare tid. Vi testar också om effekten är olika stark på olika segment av den svenska börsmarknaden och hur Halloween-portföljen presterar gentemot marknaden inom dessa segment.

1.3 Problemformulering

Diskussionen ovan leder till följande frågeställning:

Är det möjligt att uppnå överavkastning genom att implementera Sell-in-May-strategin som investeringsstrategi på den svenska marknaden?

1.4 Syfte

Syftet med studien är att undersöka om Halloweeneffekten fortsatt existera på Stockholmsbörsens olika marknadssegment och i förlängningen om så är fallet undersöka om det är möjligt att överprestera gentemot marknadsindex genom att följa en portföljstrategi som baseras på denna anomali.

1.5 Avgränsningar

Vår studie är avgränsad till Sverige då det saknas tidigare forskning som behandlar Halloweeneffekten existens under vårt utvalda tidsintervall. Inte heller har det testats om man kan nå en statistisk signifikant högre avkastning när man implementerar Sell-in-May-strategin som investeringsstrategi. Vi har även valt att avgränsa oss till Stockholmsbörsen då den

omfattar de största bolagen sett till börsvärde samt att omsättningen är högre än på övriga svenska marknadsplatser.

Vidare så undersöker vi enbart Halloweeneffektens existens och hur Sell-in-May-strategin presterar gentemot Buy-And-Hold-strategin. Studien syftar alltså inte till att försöka förklara orsaken till varför Halloweeneffekten existerar på svenska aktiemarknaden under utvalt tidsintervall.

1.6 Målgrupp

Studiens målgrupp är främst studenter med grundläggande kunskaper inom ekonomi. Sekundärt riktar den sig till privata och professionella investerare med intresse för marknadsanomalier.

1.7 Disposition

Teori - Avsnittet används för att presentera de teorier som vi uppfattar som relevanta för studien. Teorierna skall hjälpa läsaren att förstå studien bättre och ge möjlighet till en djupare analys. Vidare redogörs även tidigare forskning för att bidra med kontext.

Metod - Detta segment beskriver hur vi har gått tillväga för att formulera våra hypoteser, hur vi testar dem och hur de skall utvärderas. Vi går även igenom hur vi har samlat in vår data och hur vi utformat våra portföljer.

Resultat - I denna del presenteras de resultat vi erhållit från våra regressioner, statistiska tester och uträkningar. Här förklaras vilka delar av resultaten som vi anser är mest relevanta för studien.

Analys - Med utgångspunkt i vårt syfte och frågeställning undersöks vårt resultat med hjälp av presenterade teorier och föregående studier.

Slutsats och diskussion - I detta kapitel så delger vi våra egna synpunkter på vårt resultat och analys. Vi reflekterar över föregående kapitel och avslutar med att presentera förslag på ytterligare forskning inom ämnet. Vi argumenterar även för hur vår strategi skulle kunna implementeras i praktiken.

2. Teori

2.1 Effektiva marknadshypotesen

En marknad där aktiepriserna reflekterar all tillgänglig information är vad man kallar en effektiv marknad. Om marknaden är effektiv så är det inte möjligt för investerare att slå marknaden då tillgången redan är korrekt värderad. För att en marknad skall vara effektiv så skall det inte finnas några transaktionskostnader samt att alla aktörer har tillgång till samma information (Eugene Fama, 1970, 1991). En mer ekonomisk förklaring är att marginalnyttan att handla på information inte överstiger marginalkostnaden (Jensen, 1978).

Fama (1970,1991) delade in marknadseffektivitet i tre olika kategorier:

Svagt effektiva marknaden - Tillgångspriser följer en "Random walk", det vill säga att framtida tillgångspriser inte går att förutspå med hjälp av historiska kursrörelser.

Halvstark effektiv marknad – Tillgångspriser återspeglar all tillgänglig information. Det är inte möjligt att slå marknaden genom att handla på publicerad information.

Stark effektiv marknad - Tillgångspriserna är så pass effektiva så att inte ens insiders kan slå marknaden, det vill säga att information som inte är publicerad redan är inkorporerad i tillgångens pris.

Om en marknad är starkt effektiv så är den även halvstark och svagt effektiv. En halvstark marknad är även svagt effektiv. Ifall det bevisas att en marknad präglas av anomalier och dessa kvarstår efter dess publikation så kan inte marknaden vara svagt effektiv och således inte halvstark eller starkt effektiv heller. Majoriteten av akademiker inom de finansiella fälten är överens om att marknaden antagligen är svagt effektiv och möjligen halvstarkt effektiva till skillnad från en del investerare som tror att man kan förutse marknadsrörelser (Byström, 2014).

2.2 Random Walk hypotesis

Idén om att marknaden följer en så kallad "Random walk" innebär att förändringar i aktiekurser är helt slumpmässiga och inte går att förutspå. Hypotesen säger att informationsflödet är lättillgängligt och direkt inkorporeras i aktiekursen så att

prisförändringar som sker idag är oberoende av informationen som publicerades igår. Oavsett om investerare använder sig av fundamental- eller teknisk analys så går det inte att nå högre avkastning än marknaden utan att ta en högre risk (Malkiel, 1973, 2003). Författaren är av åsikten att en oinformerad investerare med en väldiversifierad portfölj antagligen kommer att nå samma avkastning som professionella investerare.

Malkiel argumenterar att marknaden inte kan vara perfekt effektiv och att på kort sikt kan det existera felprissättningar och förutsägbara mönster för att vissa individer inte är rationella. Det är däremot svårt om inte omöjligt att bilda en strategi som effektivt exploaterar dessa. Vidare så skriver han att de dokumenterade anomalierna som publicerats antagligen inte är tillräckligt robusta för att kunna användas som tradingstrategi samt att så fort de är upptäckta och publicerade så upphör de att existera (Malkiel, 2003).

2.3 Mean-variance kriteriet

Mean-variance kriteriet innebär att investerare föredrar en portfölj med högsta möjliga avkastning givet en viss risk. Vilket innebär att man med hjälp av mean-variance kriteriet kan jämföra olika portföljer. En investerare kommer att föredra portfölj A framför portfölj B om portfölj A genererar högre avkastning till en lägre risk. Matematiskt så kan det sammanfattas på följande vis:

$$E(R_A) \geq E(R_B) \quad , \quad \sigma_A < \sigma_B$$

Ifall ovan stämmer så utesluts portfölj B som ineffektiv och kommer för en rationell investerare inte vara intressant. Vidare så kan en portfölj generera högre avkastning men till en högre risk och då är det individens riskaversion som avgör vilken portfölj som föredras (Bodie, Kane & Marcus, 2008).

2.4 Capital asset pricing model (CAPM)

En portfölj eller en tillgång är utsatt för två olika typer av risker. Den första är den systematiska risken som även kallas marknadsrisken, den andra är osystematisk risk som även benämns som företagsspecifik risk. Den osystematiska risken går att eliminera genom att hålla en diversifierad portfölj och då kvarstår enbart den systematiska risken. Den systematiska risken kan en investerare inte eliminera genom att diversifiera sig och kräver därför kompensation för detta (Bodie, et al, 2008). CAPM-modellen beskriver sambandet mellan

risk och avkastning och används för att uppskatta den förväntade avkastningen av en tillgång givet dess risk.

CAPM ges av följande formel:

$$E(R_i) = R_f + \beta_i(E(R_m) - R_f)$$

$E(R_i)$ representerar den förväntade avkastningen för tillgången, $E(R_m)$ är den förväntade avkastningen för marknaden, R_f är den riskfria räntan och β är den systematiska risken för tillgången. Beta-variabeln beskriver till vilken grad tillgångens avkastning korrelerar med marknadens avkastning d.v.s. hur känslig tillgången är för marknadsfluktuationer. Sammanfattningsvis kan CAPM tolkas som att den förväntade avkastningen av en tillgång är ekvivalent med den riskfria räntan plus en riskpremie (Bodie, et al, 2008).

2.5 Out-of-sample data

När man testar en effekt på historisk data kan det vara fördelaktigt att testa sitt resultat på två oberoende tidsperioder. Genom att jämföra sitt ursprungliga resultat med ett resultat från en ytterligare tidsperiod kan man avgöra effektens varaktighet. Det initiala testet utgörs av så kallad in-sample-data medan det uppföljande testet utgörs av så kallas out-of-sample-data. Med två eller flera separata hypoteser som är oberoende av varandra kan man undvika risken att identifiera samband som inte existerar vilket kallas datamining (Andrade, et al, 2013). Out-of-sample tester kan användas som verktyg för investerare i utvärdering av investeringstrategier genom att testa verkligt utfall av en strategi med förutspått utfall (Eurostat.se, Hämtat: 2017-12-14).

2.6 Tidigare forskning

2.6.1 Bouman & Jacobsen

År 2002 publicerades en omfattande undersökning om Halloweeneffekten skriven av Sven Bouman och Ben Jacobsen. Syftet med undersökningen var att på olika marknader undersöka om anomalin förekommer och anledningen till dess existens. Undersökningen innehöll 37 olika landspecifika marknadsindex under tidsperioden 1970-1998. Resultaten visade att i 36 av dessa 37 länder påträffades en högre medelavkastning under vintermånaderna än under resterande månader av året, dock med varierande signifikansnivåer. De visade också att effekten var extra stark och signifikant i Europeiska länder och att den verkade robust över tid

(Bouman, Jacobsen 2002). Undersökningen syftade också till att försöka hitta en förklaring till högre avkastning under vintermånaderna.

Resultat gällande avkastning visar också att Halloweenportföljen av MSCI-index under perioden 1973-1996 överträffar en Buy-and-Hold-portfölj i 14 av 16 testade länder samt på världsindex (Sverige exkluderat).

2.6.2 Sandra. C Andrade, Vidhi Chhaochharia och Michael E. Fuerst (2013)

År 2013 publicerades en uppföljning på Bouman och Jacobsen publikation gjord av Sandro C. Andrade, Vidhi Chhaochharia och Michael E. Fuerst. Denna out-of-sample-undersökning omfattande samma länder och samma ekonomiska data men under en annan tidsperiod. Den startar vid den tidpunkt där föregående undersökning avslutas 1998 och sträcker sig till 2012. Syftet med undersökningen var således att bekräfta Bouman och Jacobsens resultat. Undersökningen visar att Halloweeneffekten fortsatt att existera i samtliga undersökta länder i mått av högre medelavkastning under perioden november till april. Däremot så sjönk antalet marknader där man med en tio procents signifikans kunde påvisa effekten till 13 av 37 i jämförelse med Bouman och Jacobsens resultat 19 av 37. Halloweenportföljen prövades även i denna undersökning, men endast på den amerikanska marknaden med en S & P 500 ETF. Deras slutsats är att strategin överträffar Buy-and-Hold-strategin i såväl avkastning och standardavvikelse.

2.6.3 Dichtl och Drobetz (2015)

Jämfört med tidigare undersökningar där författarna har använt sig utav MSCI index med återinvesterade utdelningar så har Dichtl och Drobetz i sin undersökning försökt att fokusera på en mer i deras ögon verklighetstrogen analys där de använder sig av andra handlade indexfonder på amerikanska och europeiska aktiemarknaden. Författarna har delat upp datan i tre olika kategorier; all tillgänglig data för utvalda index, data då indexen har varit tillgänglig för privat investerare och en "out-of-sample" data som tar vid efter Bouman & Jacobsens undersökning (2003-2012).

Den första slutsatsen är att de bekräftar Halloweeneffekten både när de testar på all tillgänglig data för respektive index och så länge indexen har varit handlingsbara. Den andra slutsatsen är att Halloweeneffekten över tid har försvunnit. Denna slutsats baseras på data från perioden

2003-2012 (efter Bouman & Jacobsens tidsperiod). Här hittas inte längre någon statistisk signifikans och de förkastar således Halloweeneffektens fortsatta existens.

2.6.4 Svenska marknaden

Sveriges aktiemarknad har berörts i flera undersökningar. Regression av data från svenska marknaden från 1906-2011 visar, med en procents signifikansnivå, att vintermånaderna i snitt avkastade 6,37 % mer än sommarmånaderna under denna period (Jacobsen & Zhang, 2012). Den svenska marknaden visar även under senare perioder (1970-1998 och 1998-2012) en stark signifikans på Halloweeneffektens existens (Bouman & Jacobsen, 2002; Andrade et al. 2013). I samtliga av dessa undersökningar använde sig författarna av data från MSCI Sweden Index. Detta index innehåller data från Sveriges Mid Cap och Large Cap segment och motsvarar ca 85 % av Sveriges aktiemarknad (msci.com, hämtad: 2018-01-09). I Lind & Uddins undersökning från 2013 styrks argumentet om en Halloweeneffekt på svenska marknaden från föregående undersökningar upp genom att lägga fram bevis för att den svenska marknaden uppvisar Halloweeneffekten. Dock så menar de att effekten är sektorsspecifik och inte påvisar signifikans inom alla sektorer. Resultatet visar att effekten är mer påtaglig i den industriella sektorn och råvarusektorn (Lind & Uddin, 2013).

3. Metod

Vid genomförandet av vår studie fick vi ta ställning till ett antal frågor och detta kapitel redogör hur vår studie har genomförts och varför vi fattas de beslut som gjorts. Här tydliggörs vårt urval av data samt hur vi formulerar våra hypoteser. Kapitlet beskriver även hur vi skall gå tillväga för att testa om våra resultat är statistiskt signifikant och hur dessa skall tolkas.

3.1 Angreppssätt och vetenskaplig utgångspunkt

I vår studie så använder vi oss av en deduktiv ansats, vilket innebär att vi kommer att utgå ifrån valda teorier och tidigare forskning. Med hjälp av dessa kommer vi att formulera våra hypoteser som sedan testas med vår insamlade data. Vår studie är av formen kvantitativ undersökningsmetod. Vi har samlat in sekundär finansiell data och statistiskt undersökt våra hypoteser (Nationalencyklopedin, kvantitativ metod, hämtad: 2017-11-29).

3.2 Tidsperiod och handelsplats

Vi har valt oss att använda sig av Stockholmsbörsens samtliga segment. Large Cap, Mid Cap och Small Cap är de tre största aktieindexen på den svenska aktiemarknaden. Large Cap innefattar de bolag som har ett börsvärde på minst 1 miljard euro. Mid Cap innefattar de bolag som har ett börsvärde mellan 150 miljoner euro och 1 miljard euro. Small Cap innefattar de bolagen med ett börsvärde som understiger 150 miljoner euro (Avanza.se, hämtad: 2018-01-09).

Den första vetenskapliga undersökningen som berör Halloweeneffektens existens publicerades 2002 och behandlar tidsperioden 1970-1998. Denna undersökning omfattar bland annat den svenska marknaden (Bouman, Jacobsen, 2002). För att objektivt kunna testa en effekt över tid så är out-of-sample data en nödvändighet (Andrade, et al, 2013). Att använda in-sample och out-of-sample data kan stärka beviset för en bestående Halloweeneffekt och legitimera användandet av en Sell-in-May-strategi på den svenska aktiemarknaden. Vi har därför valt att börja vår tidsperiod där den ursprungliga rapporten av Bouman och Jacobsen slutar. Den tidsperioden vi analyserar sträcker sig från 1998-11-01 till och med 2017-10-31, vilket resulterar i att vi med 19 år av data kan genomföra adekvata statistiska tester. För att testa om Halloweeneffekten har tilltagit eller avtagit under vår period kommer vi också att dela upp datan i två olika intervall på 10 år respektive 9 år.

3.3 Urval

Vi har i vår studie inte gjort några bolagsspecifika urval, utan studien omfattar på samtliga bolag noterade på Stockholmsbörsen uppdelade i diverse index baseras på börsvärde.

3.4 Datainsamling

Studien omfattar fyra olika svenska aktieindex, Large Cap, Mid Cap, Small Cap och MSCI Sverige. MSCI Sverige är ett sammanslaget index som består av både Large Cap och Mid Cap. I vår studie så kommer MSCI Sverige likt tidigare studier representera marknadsindex. Samtliga index är av formen "total return", vilket innebär att indexen uttrycks med återinvesterade utdelningar. Aktiedatan hämtades från Thomson Reuters Datastream och är således sekundärdata. För att replikera den riskfria tillgången så har vi valt att använda oss av svenska statsskuldsväxlar med 1-månads löptid. Månadsräntorna hämtades från Riksbanken och anses av författarna vara representativ som riskfri och är den tillgång som använts i tidigare studier.

3.6 Genomförande

Metoden vi använder i denna undersökning grundar sig i metodiken använd i föregående undersökningar såsom Bouman Jacobsen (2002) och Andrade, et al (2013). Genom användning av denna metodik underlättas jämförelser och slutsatser gällande vår undersökning med föregående resultat. Vi har i vår datainsamling och angreppssätt varit grundliga, forskningsrapporterna, artiklarna och kurslitteraturen vi använts oss anses vara gedigen och av hög akademisk klass. För att ge läsaren en helhetsbild av studien så presenteras även teorier som motsätter sig resultaten.

3.7 Tradingintervall och utformande av portföljer

I denna undersökning testar vi för existensen av en Halloweeneffekt på den svenska aktiemarknaden i en tidsperiod av 19 år, november 1998 till oktober 2017. Portföljerna är utformade med ett års intervaller och mäter avkastningen årsvis. Tidsperioderna sträcker sig från första november varje år till 31 oktober året därpå. Anledningen till detta är att vår undersökning som nämnt tidigare tar vid direkt efter undersökningen gjord av Bouman & Jacobsen (2002). Att definiera ett år enligt denna modell underlättar också vårt arbete med vår hämtade data från Thomson Reuter Datastream.

Buy-and-Hold-portföljen som vi benämner den, utgörs av en lång position i MSCI-indexet under hela året och skall i den här undersökningen representera den svenska marknadsportföljen.

Halloweenportföljerna utgörs av en lång position i de olika segmentindexen under vintermånaderna november till och med april och sedan lång position i riskfri tillgång under sommarmånaderna maj till och med oktober. En Halloweenportfölj utformas även på MSCI-index för att underlätta jämförelser med tidigare studier. Den riskfria tillgången utgörs, som beskrivit i definitionerna, av månadslånga statsskuldväxlar. En statsskuldväxel är ett löpande skuldebrev utgivet av Riksgäldskontoret (riksbank.se). Under senare tid har reporäntan i Sverige varit negativ vilket har givit statsskuldväxlarna negativ avkastning. Vi har i denna undersökning därför valt att, under perioderna då räntan på den riskfria tillgången varit negativ, inte investera i denna och istället hålla värdet av portföljen till noll procents ränta. Detta skulle kunna liknas vid att t.ex. ha värdet av portföljen på ett sparkonto utan negativ ränta. Detta ser vi som möjligt då räntan för privatkunder hos storbankerna aldrig varit negativ under denna period (svd.se, 2017-03-15). Excess return har beräknats månadsvis i Excel genom att subtrahera riksbankens statsskuldväxelränta från månadsavkastningen.

3.8 Regressionsanalys

Regressionsanalys används för att undersöka sambandet mellan en eller flera variabler. I en linjär regression ges en förklaring på hur den beroende variabeln påverkas av de oberoende variablerna. Ekvationen för en enkel linjär regression med endast en förklarande variabel beskrivs nedan.

$$y_i = \beta_1 + \beta_2 X_i + \varepsilon_i$$

Där y_i är beroende variabel, β_1 är intercept-parametern, β_2 är parametern på variabeln X_i och ε_i är feltermen. Regressionen kan också innehålla fler förklarande variabler och kallas då en multipel linjär regression (Dougherty, 2011, s.83-88). När man skattat parametrarna med sin regressionsmodell så ges även den statistiska signifikansen av resultatet.

Om man vill utföra en regression med en oberoende variabel av kvalitativ natur, d.v.s. ej mätbara i numeriska termer, krävs det att regressionen utförs med en så kallad dummyvariabel. Ett klassiskt exempel där man använder en dummyvariabel är när man vill hitta effekten kön kan ha på en beroende variabel. Dummyvariabeln utformas genom en

uppdelning av datan i ettor och nollor. I ovanstående fall skulle kvinnor kunna anta värdet ett i dummyvariabeln medan män skulle anta värdet noll. Parametern för dummyvariabeln kommer då genom en regressionsanalys ange effekten av kön på den beroende variabeln (Dougherty, 2011, s.224-230).

I denna studie används Eviews som statistisk program för att utföra samtliga regressioner.

3.9 Test för Halloweeneffekt

Vid test för halloween effektens existens på den svenska aktiemarknaden har vi använt samma metodik som presenteras av Bouman, Jacobsen (2002). Testet utförs genom skapandet av en enkel regression med en dummyvariabel. Modellen som används presenteras nedan.

$$R_t = \alpha_i + \beta \text{Halloween} + \varepsilon_i$$

Variabeln R_t definieras som månadsavkastningen. Vår dummyvariabel Halloween är programmerad att ta värdet 1 för vintermånaderna och 0 för sommarmånaderna. Resultatet av detta test ger oss ett medelvärde på månadsavkastningen (α_i) under den undersökta perioden och värdet på β svarar på hur vintermånaderna skiljer sig i avkastning gentemot resten av året. Alltså förkastar ett positivt och statistiskt signifikant β nollhypotesen om att avkastningen på aktiemarknaden under månaderna november till april inte skiljer sig från resten av året (Körner & Wahlgren, 2006, s. 207-214).

3.10 Test för heteroskedasticitet och autokorrelation

Vid regressionsanalyser likt de som utförs denna undersökning kan problem uppkomma gällande resultatet. Ett sådant problem kan vara att datan vi använder är heteroskedastisk. Heteroskedasticitet innebär att variansen på våra feltermen ε skiljer sig för olika observationer. OLS-regression kräver att feltermerna i datan har samma varians, det vill säga är homoskedastiska för att vi ska erhålla korrekta standardfel, t- och p-värden på våra tester (Woolridge, 2012, 268-275). För att undersöka om vår data är heteroskedastisk eller homoskedastisk utför vi ett White test. Detta test utgår från en auxiliär regression. I vårt fall när det endast existerar en förklarande variabel kommer denna regression se ut som följer:

$$\varepsilon_i^2 = \gamma_1 + \gamma_2 \text{Halloween} + \gamma_3 \text{Halloween}^2 + V_i$$

I vår auxiliära regression används residualerna från vår ursprungliga dummyregression i kvadrat som beroende variabel. De förklarande variablerna utgörs här av vår dummyvariabel "Halloween" och samma dummyvariabel i kvadrat "Halloween²". V_i utgör feltermen i vår auxiliära regression.

För att besvara frågan om vår data är homo- eller heteroskedastisk använder vi oss av nollhypotesen:

$$H_0 : \gamma_2 = 0, \gamma_3 = 0$$

I fallet av att H_0 stämmer påverkas inte vår ursprungliga felterm ε av den förklarande variabeln. Den använda datan är således homoskedastisk. I fallet av att H_0 förkastas påverkas ε av den förklarande variabeln. Datan är således heteroskedastisk (Woolridge, 2012, 279-280)

När man analyserar tidsseriedata så behöver man även ta hänsyn till autokorrelation. Datan anses vara autokorrelerad när föregående periods felterm påverkar perioden därpå och det uppstår mönster i datan. Även autokorrelation resulterar i felaktiga standardfel och felaktiga t- och p-värden. För att testa för autokorrelation så använder man sig av ett Breusch-Godfrey test där man bildar nya felterm som ser ut som följande:

$$\varepsilon_t = \rho\varepsilon_{t-1} + \tau_t$$

Där ε_t är de ursprungliga feltermerna, ρ kan enbart ta ett värde mellan -1 och 1, τ_t är den nya feltermen som är oberoende och har förväntat värde 0. ε_{t-1} är föregående periods felterm och brukar benämnas som en laggad variabel. För att sedan genomföra testet skattar man den linjära regressionen där man sedan sparar residualerna och kör en ny auxiliär regression som har den ursprungliga feltermen som förklarande variabel.

$$\varepsilon_t = \rho\varepsilon_{t-1} + \beta\text{Halloween} + \tau_t$$

Vi erhåller då ett värde på variabeln ρ som är vårt mått på hur autokorrelerad datan är. Vår nollhypotes blir då:

$$H_0: \rho = 0$$

Ifall vi förkastar nollhypotesen så har vi autokorrelerad data. Ju närmare 1 respektive -1 ρ är desto påtagligare cykler i datan kan vi förvänta oss (Woolridge, 2012, 412-423).

Om vår data visar sig vara autokorrelerad eller heteroskedastisk krävs att man utför sina regressioner med robusta standardfel för att erhålla en korrekt skattning på både standardfel och signifikansnivå. Vidare ifall testerna skulle visa att vår analyserade data inte lider av heteroskedasticitet eller autokorrelation kommer robusta standardfel användas ändå för att försäkra oss om att vårt resultat är tillförlitligt (Woolridge, 2012, 275-276).

3.11 Utvärdering av portföljer

Med avstamp i mean-variance-kriteriet så kommer portföljerna att bedömas i mått av total avkastning, risk, Sharpe-kvot och Jensens Alfa. Variablerna som bedömningskriterier har använts i tidigare framstående studier (Bouman, et al: Andrade, et al). Vi har valt att bryta ned avkastningen i 19 observationer, varje observation representerar ett år. Följande görs för varje specifik portfölj för att effektivt kunna jämföra portföljerna. Den totala årsavkastningen och standardavvikelse beräknas i Excel med hjälp av dess inbyggda funktioner. Vidare räknar vi ut Sharpekvoten som är ett riskjusterat mått som används för att ranka en portföljs prestation (Bodie, et al, 2008, s.198-200). Formeln ges av:

$$SR = \frac{R_p - R_f}{\sigma_p}$$

Genom att använda Sharpe-kvoten som riskjusterat prestationsmått räknar vi ut portföljens avkastning per total risk. Täljaren ges av portföljens excess return och nämnaren av standardavvikelsen. Resultatet hjälper oss att bestämma vilken portfölj som har högst riskjusterad avkastning och blir således vårt första mått på vilken portfölj den rationella investeraren hade föredragit.

Vårt nästa riskjusterade prestationsmått är Jensens alfa. Alfa kan definieras som den genomsnittliga avkastningen utöver den förväntade avkastningen givet av CAPM. För att mäta alfa så används en enkel regression av CAPM-modellen. Skillnaden mellan Jensens alfa och Sharpe-kvoten är att risken i denna modell utgörs av den systematiska risken, således antas att den utvärderade portföljen är väldiversifierad (Bodie, et al, 2008, s.198-200)

$$R_t^p - R_t^f = \alpha + \beta(R_t^m - R_t^f) + \varepsilon_t$$

Modellens beroende variabel utgörs av portföljernas excess return och oberoende variabeln utgörs av marknadspremien. Parametern β^1 representerar portföljens systematiska risk och ε_t är feltermen för modellen. Notera att alfa inte existerar i den ursprungliga CAPM-formeln och anger därför som ovan nämnt den genomsnittliga överavkastningen.

Ett signifikant positivt eller negativt alfa förkastar nollhypotesen om att alfa skall vara ekvivalent med noll och öppnar därmed upp för en möjlighet till överavkastning.

¹ Observera att detta betavärde inte är samma betavärde som nämns i samband med dummyregressionen där betat är vår Halloweenparameter.

4. Resultat

4.1 Halloweeneffekten

Vårt regressionsresultat för Halloweeneffektens existens på Stockholmsbörsens Small-, Mid- och Large Cap segment samt på MSCI presenteras nedan. Tabellen innehåller de viktigaste resultaten medan de enskilda och de mer detaljerade regressionstablåerna återfinns i appendix. Testperioden sträcker sig som diskuterat i metoden mellan 981101–171031 och omfattar 228 observationer vardera.

Tabell 1. Halloweeneffekten: Sammanfattning av resultat

Segment	Antal Observationer	Medelvärde	β	T-värde	P-värde
Small Cap	228	1,104	2,231	2,954	0,0035***
Mid Cap	228	0,737	2,069	2,856	0,0047***
Large Cap	228	0,636	2,045	2,428	0,016**
MSCI	228	0,687	2,049	2,565	0,011**

Not: Summerade resultat av test för Halloweeneffekt. Resultaten på Medelvärde och β anges i procent. * representerar 10% signifikansnivå, ** representerar 5% signifikansnivå, *** representerar 1% signifikansnivå. Regressionerna är utförda med robusta standardfel. Notera att det angivna medelvärdet består av samtliga månadsdata. Medelavkastningen för vintermånaderna kan därför ej anges som medelvärde + betavärde.

I tabellen går det att utläsa att samtliga undersökta marknadssegment bekräftar Halloweeneffektens existens i form av positiva och statistiskt signifikanta beta-värden. Small Cap är det index som påvisar högst beta och den högsta signifikans nivån. Large Cap är det index som visar lägst beta och den lägsta signifikans nivån.

Vi kan i samtliga fyra fall förkasta nollhypotesen att beta är ekvivalent med noll. Man kan genom betavärdet på MSCI-index tolka resultat på så vis att den svenska aktiemarknaden i genomsnitt avkastar ungefär 2 % mer per månad under perioden november-april än resterade månader på året.

När vi testade om Halloweeneffekten hade tilltagit eller avtagit så genomfördes regressionsanalyser på samma sätt som presenterat tidigare med skillnaden att vi delade upp tidsperioden i två olika intervall. I tabellen nedan presenteras resultaten för regressionerna som är uppdelade i period 1 & 2. Resultaten visar att Halloweeneffekten existerar under båda perioderna på 10 % signifikans nivå bortsett från Small Cap under period 2. Resultatet visar att de betavärden tillhörande period 2 är väsentligt lägre än under period 1, vilket innebär en mindre påtaglig Halloweeneffekt de senaste 9 åren.

Tabell 2. Halloweeneffekten: Sammanfattning av resultat. Uppdelade perioder

Segment	Antal		β	t-värde	p-värde
	Observationer	Medelvärde			
Small Cap P1	120	0,709	3,030	2,380	0,0189**
Small Cap P2	108	1,542	1,344	1,588	0,1153
Mid Cap P1	120	0,324	2,763	2,291	0,0237**
Mid Cap P2	108	1,196	1,298	1,722	0,088*
Large Cap P1	120	0,336	2,622	1,816	0,0719*
Large Cap P2	108	0,968	1,404	1,827	0,0705*
MSCI P1	120	0,382	2,680	1,959	0,0525*
MSCI P2	108	1,025	1,349	1,829	0,0702*

Not: Summerade resultat av test för Halloweeneffekt i uppdelade perioder. (P1= 1998-10-31 – 2008-10-31 & P2= 2008-11-01 – 2017-10-31)
 Resultaten på Medelvärde och beta anges i procent. * representerar 10 % signifikansnivå, ** representerar 5% signifikansnivå, *** representerar 1% signifikansnivå. Regressionerna är utförda med robusta standardfel.

4.2 Portföljer

Tabellen nedan beskriver den genomsnittliga årliga avkastningen och standardavvikelsen för marknadsportföljen samt Halloweenportföljerna för de olika borssegmenten. Resultaten visar att Sell-in-May-strategin i genomsnitt presterar bättre än Buy-and-Hold-strategin i form av genomsnittlig avkastning och Sharpe-kvot. Halloweenportföljerna visar också på en lägre standardavvikelse i alla segment.

Tabell 3. Sharpe-kvot: Summering
av portföljer

Halloween	Small	Mid	Large	MSCI	Buy-And-Hold	MSCI
Årlig avkastning (medel)	0,151	0,118	0,115	0,119		0,099
Årlig excess return (medel)	0,131	0,098	0,095	0,099		0,079
Standardavvikelse (På årlig avkastning)	0,141	0,112	0,190	0,190		0,271
Sharpe-Kvot	0,932	0,880	0,499	0,522		0,292

Årsvis kan sägas att den totala avkastningen varit högre för Halloweenportföljen på Small Cap 10 av 19 gånger. Halloweenportföljen på Mid Cap uppvisar högre avkastning 9 av 19 år, Large Cap 9 av 19 och MSCI 8 av 19 gånger.

I tabellen nedan redovisas Sell-in-May-strategins avkastning och risk gentemot den klassiska Buy-and-Hold-strategin. Månadsavkastningarna har delats upp i år, vilket resulterar i 19 observationer per index. Varje observation representerar ett år och behandlar tidsperioden 981101–171031. Tabellen innehåller ett alfavärde, betavärde samt standardavvikelse och statistisk signifikans för respektive variabel.

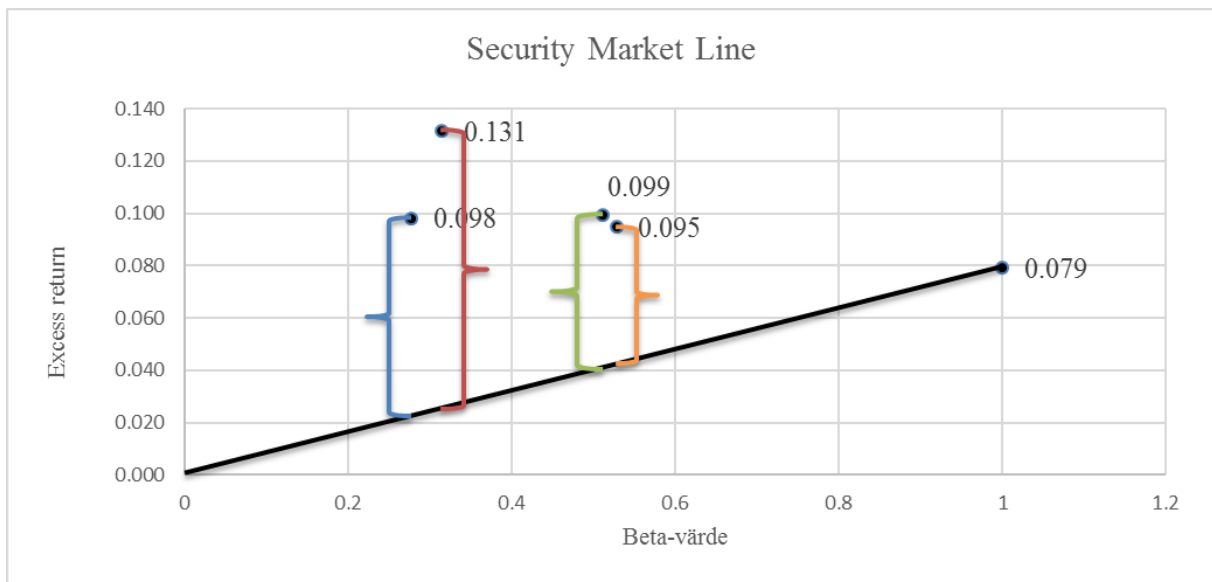
Tabell 4. Jensens alfa: Sammanfattning av resultat

Halloween Portföljer	Antal Observationer	α	σ	p-värde	β	σ	p-värde
Small Cap	19	0,106	0,021	0,0001***	0,314	0,104	0,008***
Mid Cap	19	0,076	0,015	0,0001***	0,277	0,067	0,0007***
Large Cap	19	0,053	0,017	0,0073***	0,528	0,099	0,0001***
MSCI	19	0,059	0,019	0,0075***	0,511	0,101	0,0001***

Not: Summerade resultat av riskjusterade prestationsmått. * representerar 10 % signifikansnivå, ** representerar 5% signifikansnivå, *** representerar 1% signifikansnivå. Regressionerna är utförda med robusta standardfel.

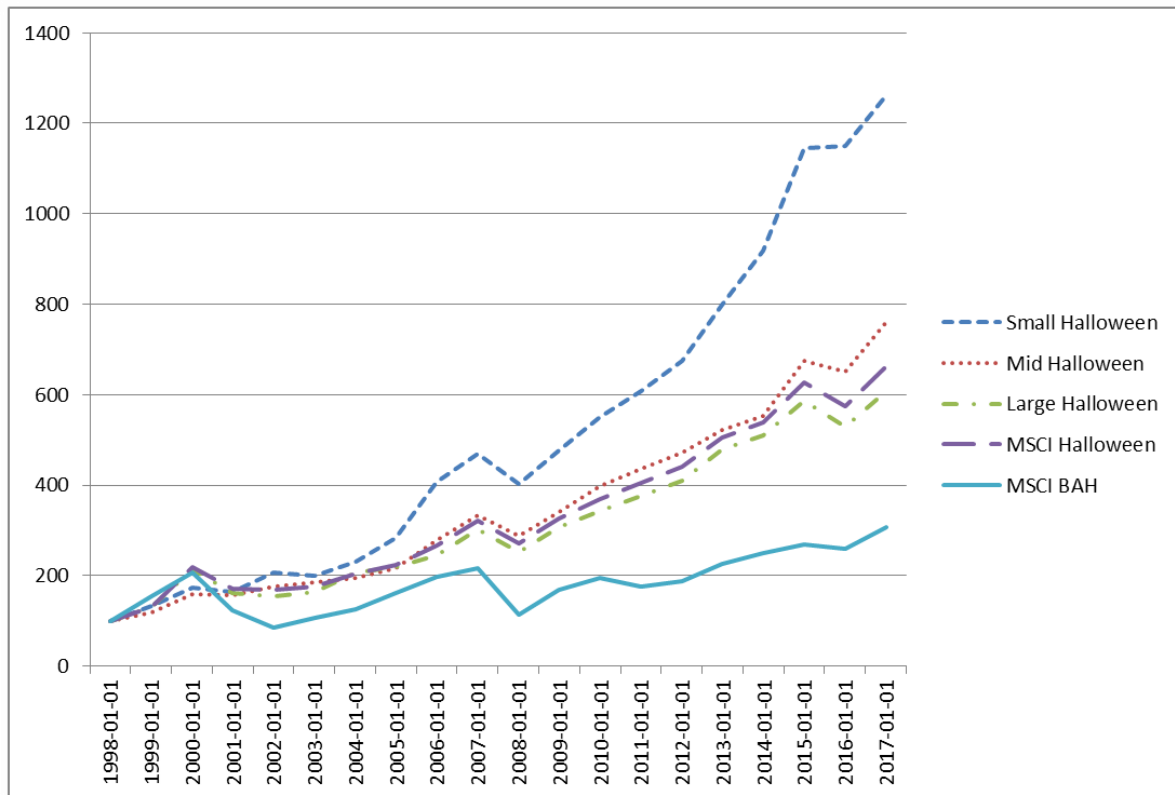
Nollhypotesen att Jensens alfa är ekvivalent med noll förkastas i samtliga fall med stark statistisk signifikans, vilket indikerar att Sell-in-May-strategin presterar bättre än Buy-and-Hold-strategin i termer av riskjusterad avkastning baserad på systematisk risk. I linje med tidigare resultat så ser vi att Small Cap är det index med högst alfa och att Large Cap har lägst alfa. Att investera i Halloweenportföljen som är exponerad mot Small Cap under den analyserade tidsperioden hade för en investerare inneburit ungefär 10,6 % per år högre avkastning än marknadsportföljen givet samma systematiska risk.

En visualisering av alfavärdena presenteras i punktdiagrammet nedan. Diagrammet visar alfavärdena som differensen mellan portföljernas excess return och Security Market Line. Från vänster har vi 0.098 som representerar Mid Cap, 0.131 som representerar Small Cap, 0.099 representerar MSCI och 0.095 representerar Large Cap.



Beta-värdena är betydligt lägre än 1, ett resultat som går att förvänta sig då vi enbart är exponerade mot aktiemarknaden halva delen av året. Ur ett investeringsperspektiv så är det åtråvärt att ens portfölj har ett beta lägre än 1 givet att portföljen är väl diversifierad. Resultatet visar i termer av Jensens alfa att Sell-in-May-strategin på samtliga börssegment är att föredra framför marknadsportföljen för den rationella investeraren.

Resultatet på hur en Sell-in-May-strategi hade presterat i total avkastning under vår undersökta tidsperiod visas i diagrammet nedan. I linje med våra föregående resultat på genomsnittlig årsavkastning visas att dessa portföljer avkastat betydligt mer än marknadsportföljen vid slutet av vår period.



Linjerna speglar ett index utfört på avkastningen av portföljerna med en start på 100. Detta kan alltså tolkas om värdeutvecklingen av en investerad 100-lapp 1998-10-31.

Diagrammet avspeglar utvecklingen av ett index skapat på Halloweenportföljerna i de olika borssegmenten samt hos Buy-And-Hold-portföljen av MSCI i perioden 1998-10-31 till 2017-10-31. Indexet har sin startpunkt på värdet 100. I slutet av perioden kan vi avläsa följande värdeökning av portföljerna:

Halloweenportfölj Small Cap: + 1161,5%

Halloweenportfölj Mid Cap: + 659,5%

Halloweenportfölj Large Cap: + 507,7%

Halloweenportfölj MSCI: + 562,5%

Buy-And-Hold-portfölj MSCI: 207,6%

Resultatet kan verka förvånande eftersom att samtliga Halloweenportföljer avkastat betydligt mer än marknaden samtidigt som de har betydligt lägre risk både i form av standardavvikelse och betavärde.

5. Analys

5.1 Analys av Halloweeneffekten

Ur våra resultat kan vi bevisa en signifikant Halloweeneffekt på Stockholmsbörsens samtliga marknadssegment under den analyserade tidperioden. Vår skattade halloweenregression på MSCI-indexet gav oss ett beta som tog värdet 2,050. Bouman & Jacobsen identifierade ett beta med värdet 2,17 på samma index. Man kan då säga att Halloweeneffektens existens på Stockholmsbörsen har bevisats ända sedan 1970 fram till nutid. Resultatet strider direkt mot den effektiva marknadshypotesen att marknaden skulle vara effektiv och att aktiepriserna reflekterar all tillgänglig information. Fama (1970, 1991) beskriver en svagt effektiv marknad som en Random Walk och att det således inte går att förutspå framtida tillgångspriser med hjälp av historisk data. Vi kan alltså förkasta att den svenska aktiemarknaden skulle vara svagt effektiv då vi har bevisat att Halloweeneffekten existerar och att man kan använda sig av historisk data för att utforma tradingstrategier som utnyttjar marknadens ineffektivitet.

Malkiel (2003) argumenterar för att marknaden på kort sikt kan vara ineffektiv men att dessa felprissättningar inte är tillräckligt signifikanta för att exploatera samt att så fort en anomali upptäcks och publiceras skall sluta att existera. Vårt resultat indikerar motsatsen och att man återkommande kan exploatera Halloweeneffekten trots att den bevisats flertalet gånger, som nämnt ovan så har vi på den svenska marknaden dock identifierat en mindre påtaglig effekt på senare år. Vi kan alltså i enlighet med våra resultat påstå att den svenska marknaden inte är effektiv och att Halloweeneffekten existerar.

Vi ville även ta reda på om något index kunde påvisa en högre Halloweeneffekt än övriga index för att kunna analysera våra portföljers avkastning i termer av hur stark Halloweeneffekt den är exponerad mot.

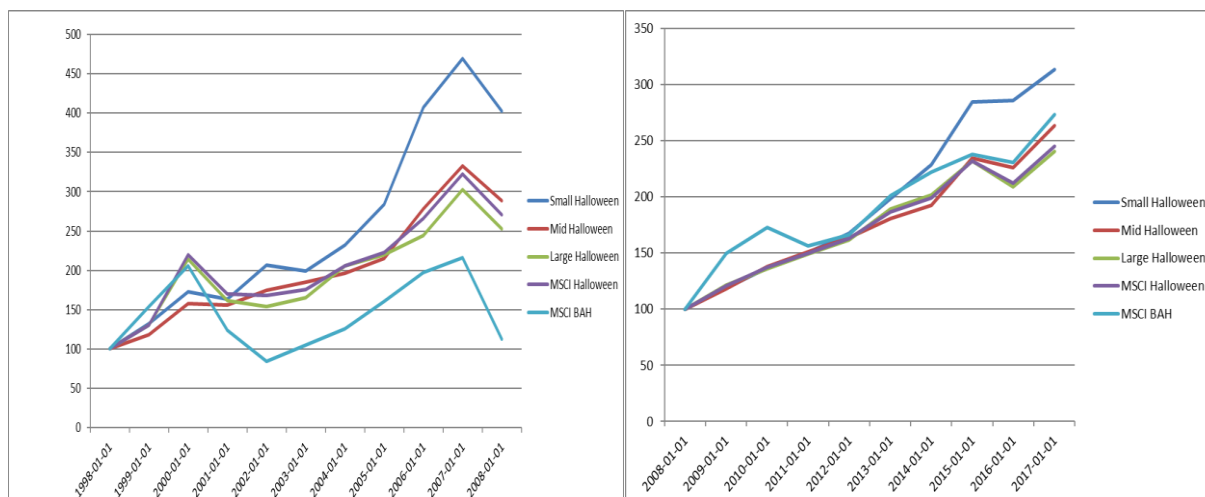
Våra värden visar att effekten varierar över de olika segmenten med en mer påtaglig Halloweeneffekt för Small Cap 2,231 och Mid Cap 2,069. Large Cap och MSCI uppvisade betavärden på 2,050 respektive 2,045.

Vi testade även att dela upp vår tidperiod i två separata urval och kunde även då bevisa med 10 % signifikansnivå Halloweeneffekts existens bortsett från Small Cap under period två. Resultaten och den statistiska signifikansen var överlag lägre under period två än under period ett vilket kan betyda en avtagande Halloweeneffekt. Det kan även ha varit det begränsade antalet av observationer som påverkade den statistiska signifikansen.

5.2 Analys av portföljer

När vi analyserar våra portföljer kan vi se att Halloweenportföljerna under vår tidsperiod i genomsnitt har en högre avkastning än marknaden samtidigt som dom har betydligt lägre risk i form av standardavvikelse och betavärde. Detta leder rimligtvis till att våra riskjusterade mått borde visa en fördel för våra Halloweenportföljer. Om vi börjar analysera våra riskjusterade mått gjorda med Jensens index genom att hitta ett alfavärde, med beta som riskmått, kan vi tydligt se att alla valda segmentportföljer visar ett, med en procents signifikansnivå, positivt alfa. Detta innebär att vi kan förkasta nollhypotesen att alfa skall vara lika med noll samt förkasta mean-variance effektivitet på den svenska aktiemarknaden. Detta för att investerare inte alltid är rationella, annars hade alfa försvunnit med tiden. Även i resultaten av Sharpe-kvoterna, när vi använder total risk som riskmått ser vi att de framtagna Halloweenportföljerna presterar bättre än marknaden. Detta kan ses som ett kompletterande bevis till det föregående förkastandet av en svagt effektiv svensk aktiemarknad.

Rimligtvis bör en högre observerad Halloweeneffekt leda till en bättre presterande Halloweenportfölj. Resultaten av våra prestationsmått har visat sig ligga i linje med detta antagande. På Small Cap fann vi ett högre resultat av Halloweeneffektens existens och vidare är det Halloweenportföljen i detta segment som uppvisat högst värde på Jensens alfa, Sharpe-kvot och total avkastning under den undersökta perioden. Vi kan även se att Halloweenportföljen på Mid Cap presterar bättre än de på Large Cap och MSCI index. Även detta ligger i linje med vårt antagande om att en högre halloweeneffekt leder till en fördelaktigare portfölj. Detta antagande styrks ytterligare när vi jämför den totala avkastningen av portföljerna uppdelade över två tidsperioder.



Skillnaden i Halloweeneffekten mellan dessa två tidsperioder, i både resultat och signifikans, leder till en stor skillnad i total avkastning relativt marknaden perioderna emellan.

Vi kan också se att relativt små skillnader i storleken på Halloweeneffekten kan generera stora skillnader i prestation mellan segmenten under en längre investeringshorisont.

5.3 Tänkbara förklaringar till Halloweeneffekten

Detta stycke är till för att ge läsaren en inblick i vad tidigare forskning har presenterat som tänkbara förklaringar till Halloweeneffekten. Denna studie avgränsar sig mot att försöka förklara vad Halloweeneffekten beror på då det hade varit allt för omfattande att genomföra givet vår tidsram. Bouman & Jacobsen undersöker flera möjliga förklaringar till kalenderanomalin så som transaktionskostnader, data mining, risk, januarieffekten, räntor och handelsvolym, sektorer, semesterns längd och timing samt finansiella nyhetsflöden. Författarna kunde räkna bort de flesta förklaringarna men hittade en signifikant relation mellan Halloweeneffekten och semesterns längd och timing i landet då det i sin tur påverkar handelsvolymen. Det verkar dock som att Halloweeneffektens existens ännu inte har lyckats förklaras.

5.4 Kritik mot Halloweeneffektens bevis

I studien så har vi presenterat den effektiva marknadshypotesen och Random-Walk hypotesen som starkt talar emot att anomalier förekommer på marknaden och om dem skulle existera så är de inte tillräckligt ekonomiskt signifikanta för att exploateras.

5.4.1 Outliers

Två år efter att Bouman & Jacobsens (2002) studie publicerades så kommenterade Maberly & Pierce (2004) undersökningen och menade att studien var kraftigt påverkad av så kallade outliers. En outlier är en observation som är långt ifrån det förväntade värdet i en studie och plockas då bort från urvalet (Dougherty, 2011). Maberly & Price (2004) identifierade två stycken outliers, oktober 1987 när den stora börskraschen inträffade och i augusti 1998 när hedgefonden Long-Term Capital Management kollapsade. Ifall dessa två outliers exkluderas ifrån urvalet så går det inte längre att exploatera Halloweeneffekten på den amerikanska marknaden, de kommenterar dock inte de övriga 35 länderna som Bouman & Jacobsen undersökte. Douglas Witte (2010) kritiserade sedan Maberly & Price (2004) och hävdar att de har använt outliers på ett otillräckligt vis och att mer utförliga ekonometriska metoder bekräftar Bouman & Jacobsens ursprungliga publikation. Diskussionen om outliers och dess påverkan på en studies resultat kan vara svårt att bestämma. Vår studie behandlar åren 1998-2017 och omfattar två separata finanskriser, IT-bubblan som sprack våren 2000 och finanskrisen som utlöstes när banken Lehman Brothers gick omkull hösten 2008. Vi kan i vår data observera att dessa två finanskriser förde med sig extremvärden som i största grad belastade sommarmånaderna. Dessa extremvärden kan och har antagligen påverkat utfallet av vårt resultat.

5.4.2 Transaktionskostnader

En transaktionskostnad i värdepapperssammanhang är kostnader som uppstår när man köper, säljer eller innehar ett värdepapper. Vid köp eller försäljning av en aktie så tar banken/finansinstitutet ut en avgift som kallas courtage, som är en engångskostnad. En transaktionskostnad kan också vara en förvaltningsavgift som investeraren betalar till de som tillhandahåller värdepappret och betalas löpande under hela innehavsperioden. Att använda sig av Sell-in-May-strategin skulle innebära att man vid två tillfällen varje år helt skulle behöva väga om sin portfölj, till skillnad från Buy-and-Hold strategin där man endast vid ett tillfälle under samtliga år behöver betala transaktionskostnader. Bouman & Jacobsen (2002) argumenterade att så länge realistiska transaktionskostnader appliceras så kommer det inte ha någon större påverkan på resultatet. De diskuterar även att det mest lönsamma är att en investerare skulle använda sig av en indexfuture och kommer då ha ännu lägre påverkan, Solnik (1993) hävdar att de årliga transaktionskostnaderna uppgår till 0,1 % vid användning av indexfutures. En privatinvestor skulle även kunna använda sig av en ETF (börshandlad fond) och då inte betala några höga avgifter.

5.4.3 Datainsamling och val av index

I vår studie har vi använt oss av index med återinvesterade utdelningar vilket kan tolkas som icke verklighetstroget då det inte är möjligt att investera i de exakta indexen som vi analyserar. Den främsta anledningen till att använda sig av index av denna typ är att de flesta utdelningarna äger rum under våren (Avanza.se, hämtad: 2018-01-08). Att inte använda sig av ett återinvesterat index skulle ge missvisande resultat (Bouman & Jacobsen, 2002). Däremot så skulle det vara möjligt att använda sig av indexfutures eller indexfonder med låga tracking errors. Tracking error uppskattar hur väl fonden faktiskt följer det underliggande indexet för att effektivt kunna implementera strategin. I praktiken kan det dock vara problematiskt att använda sig av indexfutures på mindre index t.ex. Small- och Mid Cap då utbudet är begränsat. Användning av indexfutures passar därför bättre på större index så som MSCI Sverige eller OMXS30.

Vi har i vår studie inte gjort någon undersökning på svenska indexfonder och dess tracking errors i jämförelse med de index vi använt oss av. Bouman & Jacobsen (2002) drog slutsatsen att dessa i de flesta länderna var väldigt låga.

6. Slutsats

Den här studien har bevisat att Halloweeneffekten existerar på Stockholmsbörsens samtliga segment och på det breda indexet MSCI Sverige under tidsperioden 1998-2017. Vi kan förkasta nollhypotesen att den svenska aktiemarknaden inte genererar en högre avkastning under vintermånaderna än under sommarmånaderna. Resultaten visar på en drygt två procent högre avkastning under vintermånaderna på samtliga segment och har hög statistisk signifikans.

Vid användandet av uppdelade tidsperioder kan vi utläsa ett lägre värde på Halloweenparametern under period två, vilket indikerar en avtagande Halloweeneffekt de nio senaste åren. Dock bekräftas detta endast på Small- och Mid Cap då signifikansnivån på Large Cap och MSCI i båda perioderna överstiger fem procent. Detta är antagligen på grund av för få observationer då vi får en signifikant Halloweenparameter vid test över hela tidsperioden.

Sveriges aktiemarknad är i enlighet med studiens resultat alltså inte svagt effektiv och går emot den effektiva marknadshypotesen och Random walk hypotesen. Vi kan dra slutsatsen att det fortfarande går att identifiera kalendermönster på svenska aktiemarknaden efter sekelskiftet som kan användas för att utforma tradingstrategier som överpresterar gentemot den klassiska Buy-and-Hold-strategin. Studien har avgränsat sig mot att förklara vad Halloweeneffekten skulle bero på men exempel på tidigare forskningsförklaringar har delgetts i analysen och i skrivande stund har Halloweeneffekten fortfarande inte helt kunnat förklaras.

Användning av Halloweenstrategin har bevisats vara gynnsam för att nå överavkastning och implementeras i praktiken effektivast med indexfutures, ETF:er eller indexfonder. Halloweeneffekten har visat sig vara starkast på Small- och Mid Cap, vilket leder till att de är mest fördelaktiga givet våra prestationsmått.

6.1 Förslag på vidare forskning

Detta stycke är till för att bidra med förslag och inspiration till studenter och forskare som är intresserade av ytterligare forskning inom området. Det som lyfts fram är områden och infallsvinklar som inte omfattats av studiens syfte och som inte hunnits med sett till den begränsade tidsramen. Eftersom detta är den första studien som behandlar Stockholmsbörsen segmentindelad så skulle ett forward performance test kunna göras med framtida out-of-sample-data för att utvärdera resultaten i denna studie.

Det uppstår en del frågetecken om vad Halloweeneffektens existens beror på och en studie med inriktning på att försöka identifiera förklaringar till effekten. Detta kan göras med samma metodologi som Bouman & Jacobsen med inriktning på den svenska marknaden. Vidare så hade en studie som med en kritisk infallsvinkel på tillvägagångsättet varit på sin plats som komplement till de studier som bevisat Halloweeneffekten, en sådan studie hade t.ex. kunnat behandla outliers eller ekonomisk signifikans.

En djupdykning i investeringsmöjligheter är ett område som kan ligga grund till ytterligare forskning. En sådan studie hade kunnat behandla existerande indexfonder eller börshandlade fonder (ETF:er) och analysera dessa ur ett Halloweenstrategi perspektiv. Till sist så hade forskning med en psykologisk infallsvinkel på Halloweeneffekten varit intressant med försök till att förklara varför anomalin inte har slutat att existera trots att den blivit publicerad flertalet gånger.

7. Litteraturförteckning

Andrade, S.C. & Chhaochharia, V. & Fuerst, M.E., 2013. "Sell in May and Go Away" Just Won't Go Away. *Financial Analysts Journal*, Vol. 69 (No.4), s. 94-105.

Avanza, 2017. Avanza. [Online]

Available at: <https://www.avanza.se/lar-dig-mer/avanza-akademin/aktier/vad-ar-utdelning.html>

Avanza, 2018. Avanza [Online]

Available at: <https://www.avanza.se/aktier/aktiegeneratorm/aktiegeneratorm-foerdjupning/borsvarde.html>

Bodie, Z. & Kane, A. & Marcus, A.J., 2008. *Essentials of Investments*. Sjunde upplagan red. New York City: The McGraw-Hill Companies.

Bouman, S. & Jacobsen, B., 2002. The Halloween Indicator, "Sell in May and go away": Another Puzzle. *The American Economic Review*, Vol. 92, (No. 5), s. 1618-1635.

Byström, H., 2014. *Finance - Markets, Instruments & Investments*, tredje upplagan. Lund: Studentlitteratur.

CXO Advisory Group, 2017. "Sell in May" Over the long run. [Online]

Available at: <https://www.cxoadvisory.com/3873/calendar-effects/sell-in-may-over-the-long-run/>

Dagens Industri, 2016. *Stockholmsbörsens historia*. [Online]

Available at: <https://www.di.se/nyheter/stockholmsborsens-historia/>

Dichtl, H. & Drobetz, W., 2015. Sell in May and Go Away: Still good advice for investors? *International Review of Financial Analysis*, Vol. 38, s. 29-43.

Dougherty, C., 2011. *Introduction to Economics*, femte upplagan. Lund: Studentlitteratur.

Eurostat, 2015. *Glossary: In-Sample vs. out-of-sample forecasts*. [Online]

Available at: http://ec.europa.eu/eurostat/statistics-explained/index.php/Glossary:In-sample_vs._out-of-sample_forecasts

Fama, E. F., 1970. Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work. *The Journal of Finance*, Vol. 25(Nr. 2), s. 383-417.

Fama, E. F., 1991. Efficient Capital Markets: II. *The Journal of Finance*, Vol. 46(Nr. 5), s. 1575-1617.

Financial Times, 2017. *Time to reconsider "Sell in May and go away"*. [Online]

Available at: <https://www.ft.com/content/3ec4d744-2b45-11e7-bc4b-5528796fe35c4774>

Jacobsen, B. & Zhang, C.Y., 2012. The Halloween Indicator, "Sell in May and go Away": an even bigger puzzle. Edinburgh: University of Edinburgh Business School.

- Jensen, M.C., 1968. The performance of mutual funds in the period 1945-64. *Journal of Finance*, Vol 23, s. 389-416.
- Körner, S. & Wahlgren, L., 2015. *Statistisk dataanalys*, femte upplagan. Lund. Studentlitteratur
- Lind, O. & Uddin, M.D.R., 2013. Identification of the Halloween Effect in Swedish Sectors. Umeå: Umeå University.
- Maberly, E.D. & Pierce, R.M., 2004. Stock Market Efficiency Withstands another challenge: Solving the "Sell in May/ Buy after Halloween" Puzzle. *Econ Journal Watch*, Vol. 1, (No.1), s. 29-46.
- Malkiel, B., 1973. *A Random Walk Down Wall Street*. Första upplagan red. New York City: W.W. Norton & Company.
- Malkiel, B.G., 2003. The Efficient Market Hypothesis and Its Critics. *The Journal of Economic Perspectives*, Vol. 17, (No.1), s. 59-82.
- MSCI, 2018. *MSCI SWEDEN INDEX*. [Online]
Available at: <https://www.msci.com/documents/10199/5b5d91b7-505a-4d4d-b060-51a3af6be160>
- Nationalencyklopedin, kvantitativ metod. [Online]
Available at: <http://www.ne.se/uppslagsverk/encyklopedi/lång/kvantitativ-metod>
- Riksbanken, 2017. *Svenska marknadsräntor*. [Online]
Available at: <http://www.riksbank.se/sv/Rantor-och-valutakurser/Forklaring-till-serierna/Svenska-marknadsrantor/>
- Solnik, B., 1993. "The Performance of International Asset Allocation Strategies Using conditioning Information." *Journal of Empirical Finance*, Vol. 1 (No.1), s. 1-131.
- Statistiska Centralbyrån, 2016. *Aktieförmögenheten på rekordnivå*. [Online]
Available at: <http://www.scb.se/hitta-statistik/statistik-efter-amne/finansmarknad/aktieagarstatistik/aktieagarstatistik/pong/statistiknyhet/aktieagarstatistik-juni-2017/>
- Svenska Dagbladet, 2017. *Se Upp – nollränta blir minusränta på sparkontot*. [Online]
Available at: <https://www.svd.se/se-upp-for-minusranta-pa-kontot-nar-inflationen-stiger>
- Witte, H.D., 2012. Outliers and the Halloween Effect: Comment on Maberly and Pierce. *Econ Journal Watch*, Vol. 7, (No.1), s. 91-98.
- Woolridge, J.M., 2012. *Introductory Econometrics: A Modern Approach*, femte upplagan. Mason, OH: South-Western CENGAGE Learning.

8. Appendix

8.1 Bilaga 1 – Regressioner, Halloweeneffekten.

I följande ordning:

Halloweeneffekten hela perioden: Small Cap, Mid Cap, Large Cap & MSCI SWEDEN.

Halloweeneffekten uppdelade perioder: Small Cap, Mid Cap, Large Cap & MSCI SWEDEN.

Dependent Variable: SMALL

Method: Least Squares

Date: 11/17/17 Time: 10:26

Sample: 1998M11 2017M10

Included observations: 228

HAC standard errors & covariance (Bartlett kernel, Newey-West fixed bandwidth = 5.0000)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.000120	0.006409	-0.018800	0.9850
HALLOWEEN	0.022314	0.007553	2.954292	0.0035
R-squared	0.037524	Mean dependent var		0.011037
Adjusted R-squared	0.033265	S.D. dependent var		0.057723
S.E. of regression	0.056755	Akaike info criterion		-2.891420
Sum squared resid	0.727970	Schwarz criterion		-2.861338
Log likelihood	331.6219	Hannan-Quinn criter.		-2.879283
F-statistic	8.811042	Durbin-Watson stat		1.755816
Prob(F-statistic)	0.003317	Wald F-statistic		8.727843
Prob(Wald F-statistic)	0.003465			

Dependent Variable: MID

Method: Least Squares

Date: 11/17/17 Time: 10:27

Sample: 1998M11 2017M10

Included observations: 228

HAC standard errors & covariance (Bartlett kernel, Newey-West fixed bandwidth = 5.0000)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.002975	0.006111	-0.486910	0.6268
HALLOWEEN	0.020689	0.007244	2.855831	0.0047
R-squared	0.035178	Mean dependent var		0.007369
Adjusted R-squared	0.030909	S.D. dependent var		0.055275
S.E. of regression	0.054414	Akaike info criterion		-2.975654
Sum squared resid	0.669162	Schwarz criterion		-2.945572
Log likelihood	341.2246	Hannan-Quinn criter.		-2.963517
F-statistic	8.240049	Durbin-Watson stat		1.804609
Prob(F-statistic)	0.004487	Wald F-statistic		8.155769
Prob(Wald F-statistic)	0.004692			

Dependent Variable: LARGE
Method: Least Squares
Date: 11/17/17 Time: 10:28
Sample: 1998M11 2017M10
Included observations: 228
HAC standard errors & covariance (Bartlett kernel, Newey-West fixed
bandwidth = 5.0000)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.003870	0.006662	-0.580979	0.5618
HALLOWEEN	0.020450	0.008423	2.427920	0.0160
R-squared	0.022711	Mean dependent var		0.006355
Adjusted R-squared	0.018387	S.D. dependent var		0.067999
S.E. of regression	0.067371	Akaike info criterion		-2.548472
Sum squared resid	1.025780	Schwarz criterion		-2.518390
Log likelihood	292.5258	Hannan-Quinn criter.		-2.536334
F-statistic	5.252000	Durbin-Watson stat		1.926584
Prob(F-statistic)	0.022842	Wald F-statistic		5.894795
Prob(Wald F-statistic)	0.015968			

Dependent Variable: MSCI
Method: Least Squares
Date: 11/17/17 Time: 10:28
Sample: 1998M11 2017M10
Included observations: 228
HAC standard errors & covariance (Bartlett kernel, Newey-West fixed
bandwidth = 5.0000)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.003378	0.006113	-0.552510	0.5811
HALLOWEEN	0.020494	0.007991	2.564524	0.0110
R-squared	0.027348	Mean dependent var		0.006869
Adjusted R-squared	0.023044	S.D. dependent var		0.062098
S.E. of regression	0.061379	Akaike info criterion		-2.734773
Sum squared resid	0.851422	Schwarz criterion		-2.704691
Log likelihood	313.7641	Hannan-Quinn criter.		-2.722635
F-statistic	6.354406	Durbin-Watson stat		1.835265
Prob(F-statistic)	0.012399	Wald F-statistic		6.576783
Prob(Wald F-statistic)	0.010980			

Dependent Variable: SMALL1
Method: Least Squares
Date: 11/17/17 Time: 13:53
Sample: 1998M11 2008M10
Included observations: 120
HAC standard errors & covariance (Bartlett kernel, Newey-West fixed
bandwidth = 5.0000)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.008060	0.010141	-0.794791	0.4283
HALLOWEEN1	0.030298	0.012730	2.380056	0.0189
R-squared	0.058745	Mean dependent var		0.007089
Adjusted R-squared	0.050768	S.D. dependent var		0.062764
S.E. of regression	0.061150	Akaike info criterion		-2.734446
Sum squared resid	0.441241	Schwarz criterion		-2.687988
Log likelihood	166.0668	Hannan-Quinn criter.		-2.715580
F-statistic	7.364550	Durbin-Watson stat		1.585937
Prob(F-statistic)	0.007649	Wald F-statistic		5.664665
Prob(Wald F-statistic)	0.018912			

Dependent Variable: MID1
Method: Least Squares
Date: 11/17/17 Time: 13:53
Sample: 1998M11 2008M10
Included observations: 120
HAC standard errors & covariance (Bartlett kernel, Newey-West fixed
bandwidth = 5.0000)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.010573	0.009588	-1.102769	0.2724
HALLOWEEN1	0.027626	0.012057	2.291261	0.0237
R-squared	0.049396	Mean dependent var		0.003240
Adjusted R-squared	0.041340	S.D. dependent var		0.062412
S.E. of regression	0.061108	Akaike info criterion		-2.735821
Sum squared resid	0.440635	Schwarz criterion		-2.689363
Log likelihood	166.1492	Hannan-Quinn criter.		-2.716954
F-statistic	6.131636	Durbin-Watson stat		1.782291
Prob(F-statistic)	0.014697	Wald F-statistic		5.249878
Prob(Wald F-statistic)	0.023723			

Dependent Variable: LARGE1
Method: Least Squares
Date: 11/17/17 Time: 13:54
Sample: 1998M11 2008M10
Included observations: 120
HAC standard errors & covariance (Bartlett kernel, Newey-West fixed
bandwidth = 5.0000)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.009747	0.011392	-0.855615	0.3939
HALLOWEEN1	0.026223	0.014438	1.816298	0.0719
R-squared	0.024602	Mean dependent var		0.003364
Adjusted R-squared	0.016336	S.D. dependent var		0.083943
S.E. of regression	0.083255	Akaike info criterion		-2.117294
Sum squared resid	0.817902	Schwarz criterion		-2.070836
Log likelihood	129.0377	Hannan-Quinn criter.		-2.098428
F-statistic	2.976285	Durbin-Watson stat		1.843277
Prob(F-statistic)	0.087111	Wald F-statistic		3.298938
Prob(Wald F-statistic)	0.071863			

Dependent Variable: MSC11
Method: Least Squares
Date: 11/17/17 Time: 13:54
Sample: 1998M11 2008M10
Included observations: 120
HAC standard errors & covariance (Bartlett kernel, Newey-West fixed
bandwidth = 5.0000)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.009577	0.010133	-0.945134	0.3465
HALLOWEEN1	0.026800	0.013683	1.958717	0.0525
R-squared	0.031963	Mean dependent var		0.003823
Adjusted R-squared	0.023759	S.D. dependent var		0.075267
S.E. of regression	0.074368	Akaike info criterion		-2.343065
Sum squared resid	0.652605	Schwarz criterion		-2.296607
Log likelihood	142.5839	Hannan-Quinn criter.		-2.324198
F-statistic	3.896128	Durbin-Watson stat		1.742269
Prob(F-statistic)	0.050734	Wald F-statistic		3.836571
Prob(Wald F-statistic)	0.052505			

Dependent Variable: SMALL2
Method: Least Squares
Date: 11/17/17 Time: 13:55
Sample: 2008M11 2017M10
Included observations: 108
HAC standard errors & covariance (Bartlett kernel, Newey-West fixed
bandwidth = 5.0000)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.008701	0.006796	1.280325	0.2032
HALLOWEEN2	0.013443	0.008465	1.588058	0.1153
R-squared	0.017204	Mean dependent var		0.015423
Adjusted R-squared	0.007933	S.D. dependent var		0.051485
S.E. of regression	0.051280	Akaike info criterion		-3.084675
Sum squared resid	0.278745	Schwarz criterion		-3.035006
Log likelihood	168.5724	Hannan-Quinn criter.		-3.064536
F-statistic	1.855587	Durbin-Watson stat		2.049914
Prob(F-statistic)	0.176023	Wald F-statistic		2.521929
Prob(Wald F-statistic)	0.115252			

Dependent Variable: MID2
Method: Least Squares
Date: 11/17/17 Time: 13:56
Sample: 2008M11 2017M10
Included observations: 108
HAC standard errors & covariance (Bartlett kernel, Newey-West fixed
bandwidth = 5.0000)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.005466	0.006629	0.824535	0.4115
HALLOWEEN2	0.012981	0.007537	1.722187	0.0880
R-squared	0.020156	Mean dependent var		0.011957
Adjusted R-squared	0.010912	S.D. dependent var		0.045929
S.E. of regression	0.045677	Akaike info criterion		-3.316084
Sum squared resid	0.221160	Schwarz criterion		-3.266415
Log likelihood	181.0685	Hannan-Quinn criter.		-3.295945
F-statistic	2.180476	Durbin-Watson stat		1.842687
Prob(F-statistic)	0.142736	Wald F-statistic		2.965929
Prob(Wald F-statistic)	0.087952			

Dependent Variable: LARGE2
Method: Least Squares
Date: 11/17/17 Time: 13:56
Sample: 2008M11 2017M10
Included observations: 108
HAC standard errors & covariance (Bartlett kernel, Newey-West fixed
bandwidth = 5.0000)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.002659	0.005770	0.460830	0.6459
HALLOWEEN2	0.014036	0.007681	1.827376	0.0705
R-squared	0.025472	Mean dependent var		0.009677
Adjusted R-squared	0.016278	S.D. dependent var		0.044177
S.E. of regression	0.043816	Akaike info criterion		-3.399296
Sum squared resid	0.203502	Schwarz criterion		-3.349627
Log likelihood	185.5620	Hannan-Quinn criter.		-3.379157
F-statistic	2.770585	Durbin-Watson stat		2.168401
Prob(F-statistic)	0.098964	Wald F-statistic		3.339303
Prob(Wald F-statistic)	0.070457			

Dependent Variable: MSC12
Method: Least Squares
Date: 11/17/17 Time: 13:57
Sample: 2008M11 2017M10
Included observations: 108
HAC standard errors & covariance (Bartlett kernel, Newey-West fixed
bandwidth = 5.0000)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.003511	0.005881	0.596921	0.5518
HALLOWEEN2	0.013486	0.007373	1.829165	0.0702
R-squared	0.024694	Mean dependent var		0.010254
Adjusted R-squared	0.015493	S.D. dependent var		0.043110
S.E. of regression	0.042775	Akaike info criterion		-3.447387
Sum squared resid	0.193947	Schwarz criterion		-3.397718
Log likelihood	188.1589	Hannan-Quinn criter.		-3.427248
F-statistic	2.683862	Durbin-Watson stat		2.064324
Prob(F-statistic)	0.104335	Wald F-statistic		3.345844
Prob(Wald F-statistic)	0.070186			

8.2 Bilaga 2 – Regressioner, portföljer.

Dependent Variable: SMALLHALL

Method: Least Squares

Date: 11/17/17 Time: 13:41

Sample (adjusted): 10/01/1999 10/01/2017

Included observations: 19 after adjustments

HAC standard errors & covariance (Bartlett kernel, Newey-West fixed bandwidth = 3.0000)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.080559	0.016115	4.998871	0.0001
SMALLBAH	0.390793	0.071145	5.492926	0.0000
R-squared	0.476237	Mean dependent var		0.131353
Adjusted R-squared	0.445428	S.D. dependent var		0.143261
S.E. of regression	0.106686	Akaike info criterion		-1.538555
Sum squared resid	0.193492	Schwarz criterion		-1.439140
Log likelihood	16.61627	Hannan-Quinn criter.		-1.521730
F-statistic	15.45745	Durbin-Watson stat		2.506997
Prob(F-statistic)	0.001075	Wald F-statistic		30.17223
Prob(Wald F-statistic)	0.000040			

Dependent Variable: MIDHALL

Method: Least Squares

Date: 11/17/17 Time: 13:42

Sample (adjusted): 10/01/1999 10/01/2017

Included observations: 19 after adjustments

HAC standard errors & covariance (Bartlett kernel, Newey-West fixed bandwidth = 3.0000)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.072846	0.016031	4.544032	0.0003
MIDBAH	0.319328	0.061516	5.190963	0.0001
R-squared	0.440923	Mean dependent var		0.098214
Adjusted R-squared	0.408037	S.D. dependent var		0.114347
S.E. of regression	0.087977	Akaike info criterion		-1.924171
Sum squared resid	0.131581	Schwarz criterion		-1.824757
Log likelihood	20.27963	Hannan-Quinn criter.		-1.907347
F-statistic	13.40729	Durbin-Watson stat		2.547453
Prob(F-statistic)	0.001932	Wald F-statistic		26.94610
Prob(Wald F-statistic)	0.000074			

Dependent Variable: LARGEHALL

Method: Least Squares

Date: 11/17/17 Time: 13:44

Sample (adjusted): 10/01/1999 10/01/2017

Included observations: 19 after adjustments

HAC standard errors & covariance (Bartlett kernel, Newey-West fixed bandwidth = 3.0000)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.059177	0.020342	2.909086	0.0098
LARGEBAH	0.495401	0.083228	5.952308	0.0000

R-squared	0.555886	Mean dependent var	0.094890
Adjusted R-squared	0.529761	S.D. dependent var	0.191392
S.E. of regression	0.131245	Akaike info criterion	-1.124201
Sum squared resid	0.292829	Schwarz criterion	-1.024786
Log likelihood	12.67991	Hannan-Quinn criter.	-1.107376
F-statistic	21.27843	Durbin-Watson stat	2.706023
Prob(F-statistic)	0.000248	Wald F-statistic	35.42997
Prob(Wald F-statistic)	0.000016		

Dependent Variable: MSCIHALL

Method: Least Squares

Date: 11/17/17 Time: 13:43

Sample (adjusted): 10/01/1999 10/01/2017

Included observations: 19 after adjustments

HAC standard errors & covariance (Bartlett kernel, Newey-West fixed bandwidth = 3.0000)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.058852	0.019387	3.035591	0.0075
MSCIBAH	0.511226	0.101234	5.049923	0.0001

R-squared	0.547115	Mean dependent var	0.099417
Adjusted R-squared	0.520474	S.D. dependent var	0.191256
S.E. of regression	0.132441	Akaike info criterion	-1.106060
Sum squared resid	0.298190	Schwarz criterion	-1.006646
Log likelihood	12.50757	Hannan-Quinn criter.	-1.089235
F-statistic	20.53709	Durbin-Watson stat	2.635110
Prob(F-statistic)	0.000295	Wald F-statistic	25.50172
Prob(Wald F-statistic)	0.000099		

8.3 Bilaga 3 – Tester för autokorrelation och heteroskedasticitet.

I följande ordning:

Heteroskedasticitet: Small Cap, Mid Cap, Large Cap & MSCI SWEDEN.

Autokorrelation: Small Cap, Mid Cap, Large Cap & MSCI SWEDEN.

Heteroskedasticity Test: White

F-statistic	1.004733	Prob. F(1,226)	0.3172
Obs*R-squared	1.009138	Prob. Chi-Square(1)	0.3151
Scaled explained SS	2.114939	Prob. Chi-Square(1)	0.1459

Test Equation:

Dependent Variable: RESID^2

Method: Least Squares

Date: 01/09/18 Time: 14:50

Sample: 1998M11 2017M10

Included observations: 228

Collinear test regressors dropped from specification

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.003632	0.000619	5.866850	0.0000
DUMMY^2	-0.000877	0.000875	-1.002364	0.3172

R-squared	0.004426	Mean dependent var	0.003193
Adjusted R-squared	0.000021	S.D. dependent var	0.006609
S.E. of regression	0.006609	Akaike info criterion	-7.191998
Sum squared resid	0.009872	Schwarz criterion	-7.161916
Log likelihood	821.8878	Hannan-Quinn criter.	-7.179861
F-statistic	1.004733	Durbin-Watson stat	1.430799
Prob(F-statistic)	0.317240		

Heteroskedasticity Test: White

F-statistic	0.081568	Prob. F(1,226)	0.7754
Obs*R-squared	0.082260	Prob. Chi-Square(1)	0.7743
Scaled explained SS	0.132785	Prob. Chi-Square(1)	0.7156

Test Equation:

Dependent Variable: RESID^2

Method: Least Squares

Date: 01/09/18 Time: 14:55

Sample: 1998M11 2017M10

Included observations: 228

Collinear test regressors dropped from specification

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.003036	0.000500	6.067308	0.0000
DUMMY^2	-0.000202	0.000708	-0.285600	0.7754

R-squared	0.000361	Mean dependent var	0.002935
Adjusted R-squared	-0.004062	S.D. dependent var	0.005332
S.E. of regression	0.005343	Akaike info criterion	-7.617469
Sum squared resid	0.006451	Schwarz criterion	-7.587387
Log likelihood	870.3914	Hannan-Quinn criter.	-7.605331
F-statistic	0.081568	Durbin-Watson stat	1.751271
Prob(F-statistic)	0.775446		

Heteroskedasticity Test: White

F-statistic	6.82E-05	Prob. F(1,226)	0.9934
Obs*R-squared	6.88E-05	Prob. Chi-Square(1)	0.9934
Scaled explained SS	0.000139	Prob. Chi-Square(1)	0.9906

Test Equation:

Dependent Variable: RESID^2

Method: Least Squares

Date: 01/09/18 Time: 14:55

Sample: 1998M11 2017M10

Included observations: 228

Collinear test regressors dropped from specification

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.004494	0.000858	5.239743	0.0000
DUMMY^2	1.00E-05	0.001213	0.008260	0.9934
R-squared	0.000000	Mean dependent var		0.004499
Adjusted R-squared	-0.004424	S.D. dependent var		0.009137
S.E. of regression	0.009158	Akaike info criterion		-6.539749
Sum squared resid	0.018952	Schwarz criterion		-6.509667
Log likelihood	747.5314	Hannan-Quinn criter.		-6.527612
F-statistic	6.82E-05	Durbin-Watson stat		1.321187
Prob(F-statistic)	0.993417			

Heteroskedasticity Test: White

F-statistic	0.499607	Prob. F(1,226)	0.4804
Obs*R-squared	0.502917	Prob. Chi-Square(1)	0.4782
Scaled explained SS	0.883513	Prob. Chi-Square(1)	0.3472

Test Equation:

Dependent Variable: RESID^2

Method: Least Squares

Date: 01/09/18 Time: 14:56

Sample: 1998M11 2017M10

Included observations: 228

Collinear test regressors dropped from specification

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.003403	0.000664	5.127742	0.0000
DUMMY^2	0.000663	0.000938	0.706829	0.4804
R-squared	0.002206	Mean dependent var		0.003734
Adjusted R-squared	-0.002209	S.D. dependent var		0.007077
S.E. of regression	0.007085	Akaike info criterion		-7.052925
Sum squared resid	0.011345	Schwarz criterion		-7.022843
Log likelihood	806.0334	Hannan-Quinn criter.		-7.040788
F-statistic	0.499607	Durbin-Watson stat		1.562543
Prob(F-statistic)	0.480401			

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	3.105951	Prob. F(1,225)	0.0794
Obs*R-squared	3.104508	Prob. Chi-Square(1)	0.0781

Test Equation:

Dependent Variable: RESID

Method: Least Squares

Date: 01/09/18 Time: 15:03

Sample: 1998M11 2017M10

Included observations: 228

Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.000393	0.005296	0.074204	0.9409
DUMMY	-0.000772	0.007495	-0.103059	0.9180
RESID(-1)	0.116903	0.066333	1.762371	0.0794
R-squared	0.013616	Mean dependent var	1.79E-18	
Adjusted R-squared	0.004848	S.D. dependent var	0.056630	
S.E. of regression	0.056492	Akaike info criterion	-2.896358	
Sum squared resid	0.718058	Schwarz criterion	-2.851235	
Log likelihood	333.1848	Hannan-Quinn criter.	-2.878152	
F-statistic	1.552975	Durbin-Watson stat	1.986742	
Prob(F-statistic)	0.213877			

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	1.868755	Prob. F(1,225)	0.1730
Obs*R-squared	1.878074	Prob. Chi-Square(1)	0.1706

Test Equation:

Dependent Variable: RESID

Method: Least Squares

Date: 01/09/18 Time: 15:06

Sample: 1998M11 2017M10

Included observations: 228

Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.000280	0.005091	0.055057	0.9561
DUMMY	-0.000514	0.007203	-0.071294	0.9432
RESID(-1)	0.091119	0.066655	1.367024	0.1730
R-squared	0.008237	Mean dependent var	2.13E-18	
Adjusted R-squared	-0.000579	S.D. dependent var	0.054294	
S.E. of regression	0.054310	Akaike info criterion	-2.975154	
Sum squared resid	0.663650	Schwarz criterion	-2.930031	
Log likelihood	342.1675	Hannan-Quinn criter.	-2.956948	
F-statistic	0.934378	Durbin-Watson stat	1.984697	
Prob(F-statistic)	0.394349			

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.206517	Prob. F(1,225)	0.6499
Obs*R-squared	0.209079	Prob. Chi-Square(1)	0.6475

Test Equation:

Dependent Variable: RESID

Method: Least Squares

Date: 01/09/18 Time: 15:06

Sample: 1998M11 2017M10

Included observations: 228

Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	9.34E-05	0.006324	0.014771	0.9882
DUMMY	-0.000183	0.008948	-0.020452	0.9837
RESID(-1)	0.030316	0.066710	0.454441	0.6499
R-squared	0.000917	Mean dependent var		-1.21E-18
Adjusted R-squared	-0.007964	S.D. dependent var		0.067222
S.E. of regression	0.067490	Akaike info criterion		-2.540617
Sum squared resid	1.024839	Schwarz criterion		-2.495494
Log likelihood	292.6304	Hannan-Quinn criter.		-2.522411
F-statistic	0.103259	Durbin-Watson stat		1.988275
Prob(F-statistic)	0.901937			

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	1.235361	Prob. F(1,225)	0.2676
Obs*R-squared	1.244996	Prob. Chi-Square(1)	0.2645

Test Equation:

Dependent Variable: RESID

Method: Least Squares

Date: 01/09/18 Time: 15:07

Sample: 1998M11 2017M10

Included observations: 228

Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.000196	0.005748	0.034140	0.9728
DUMMY	-0.000376	0.008133	-0.046263	0.9631
RESID(-1)	0.073987	0.066567	1.111468	0.2676
R-squared	0.005461	Mean dependent var		2.19E-18
Adjusted R-squared	-0.003380	S.D. dependent var		0.061243
S.E. of regression	0.061347	Akaike info criterion		-2.731476
Sum squared resid	0.846772	Schwarz criterion		-2.686353
Log likelihood	314.3883	Hannan-Quinn criter.		-2.713270
F-statistic	0.617680	Durbin-Watson stat		1.984225
Prob(F-statistic)	0.540105			