



**EKONOMI  
HÖGSKOLAN**  
Lunds universitet

# **ANOMALIER PÅ DEN SVENSKA AKTIEMARKNADEN 1996-2004**

***- EN BRANSCHANALYS AV VECKODAGSEFFEKTEN***

Len Albertsson, Viktor Eriksson & Henrik Lundberg

Kandidatuppsats i Finansiering vt 2005

Handledare: Göran Anderson

Företagsekonomiska Institutionen

## Sammanfattning

<b>Titel</b>	Anomalier på den svenska aktiemarknaden 1996-2004 - en branschanalys av veckodagseffekten
<b>Seminariedatum</b>	2 juni, 2005
<b>Ämne/kurs</b>	FEK 582 Kandidatuppsats i Finansiering, 10 poäng
<b>Författare</b>	Len Albertsson Viktor Eriksson Henrik Lundberg
<b>Handledare</b>	Göran Anderson
<b>Nyckelord</b>	Anomali, veckodagseffekt, måndagseffekt, regression, bransch
<b>Syfte</b>	Att undersöka existensen av veckodagseffekten på den svenska aktiemarknaden under perioden 1996-2004 samt att testa om det finns en variation i veckodagseffekt i någon eller flera av marknadens nio olika branscher.
<b>Metod</b>	Börsdata för generalindex och branscher delas in i två tidsperioder och rensas från helgdagar för att sedan testas för nollhypoteser om en effektiv marknad. Testen består av t-test som undersöker signifikanta skillnader i avkastning gentemot nästkommande veckodag, multipel linjär regressionsanalys med dummy- och kontrollvariabler som identifierar veckodagseffekter i generalindex och branscher samt ensidig variansanalys som kontrollerar vilka kombinationer av veckodagar som har en signifikant skillnad i avkastning. Slutligen accepteras eller förkastas uppställda hypoteser.
<b>Slutsats</b>	Endast en liten del av testresultaten påvisar veckodagseffekten. I de allra flesta fall kan nollhypotesen om en effektiv marknad ej förkastas vilket tyder på att den svenska aktiemarknaden är åtminstone svagt effektiv.  Regressionsanalysen förkastar nollhypotesen endast för hälsovårdsbranschen och generalindex under perioden 1996-1999. Enligt den ensidiga variansanalysen finns det för dessa fall en knapp signifikant skillnad endast mellan måndagars och torsdagars avkastningar.

## Abstract

<b>Title</b>	Anomalies on the Swedish stock market 1996-2004 - an industry analysis of the day-of-the-week effect
<b>Date of seminar</b>	June, 2nd, 2005
<b>Course</b>	FEK 582. Bachelor Thesis in Business Administration, 10 Swedish Credits
<b>Authors</b>	Len Albertsson Viktor Eriksson Henrik Lundberg
<b>Advisor</b>	Göran Anderson
<b>Key words</b>	Anomaly, day-of-the-week effect, weekend effect, regression, industry
<b>Objective</b>	To examine the existence of the day-of-the-week effect in the Swedish Stock Market from 1996 to 2004 and test whether there are any variations in the day-of-the-week effect in any of nine different industries.
<b>Methodology</b>	Stock data are split in two time periods, adjusted for holidays, and structured into general index and industries to be tested for the null hypothesis of an efficient market. The tests contain a t-test to discover significant differences in returns in relation to the next weekday, a multiple linear regression with dummy- and control variables to identify industries with day-of-the-week effects, and a one-way analysis of variance to examine what combinations of weekdays that are impaired by a significant difference in returns. Finally, the hypotheses presented are accepted or rejected.
<b>Conclusions</b>	<p>Only a few of the test results indicate a day-of-the-week effect. The vast majority of the tests instead accept the null hypothesis which signifies that the Swedish Stock Market performs, at least, weak-form efficiency.</p> <p>The regression analysis rejects the null hypothesis only for the health industry and the general index for the period of 1996-1999. According to the one-way analysis of variance, a significant difference in returns can only be observed between Mondays and Thursdays. However, this result is only narrowly significant.</p>

## Innehållsförteckning

<b>1</b>	<b>INLEDNING</b>	<b>5</b>
1.1	BAKGRUND	5
1.2	PROBLEMFÖRMULERING	6
1.3	PROBLEMSTÄLLNING	6
1.4	SYFTE	7
1.5	AVGRÄNSNINGAR	7
1.6	DISPOSITION	7
<b>2</b>	<b>METOD</b>	<b>8</b>
2.1	METODOLOGISKA ÖVERVÄGANDEN	8
2.1.1	<i>Testmetodernas lämplighet</i>	8
2.2	INFORMATIONSKVALITET	9
2.3	KÄLLKRITIK	10
2.4	INSAMLANDE AV INFORMATION	10
2.4.1	<i>Historiska börsdata</i>	11
2.4.2	<i>Bensinpris och räntor</i>	11
2.5	TILLVÄGAGÅNGSSÄTT	12
<b>3</b>	<b>TEORI OCH LITTERATUR</b>	<b>14</b>
3.1	TIDIGARE STUDIER	14
3.2	KERSTIN CLAESSONS STUDIE AV VECKODAGSEFFEKTEN	16
3.3	EFFEKTIVA MARKNADSHYPOTEBEN	18
3.3.1	<i>Svag marknadseffektivitet</i>	19
3.3.2	<i>Halvstark marknadseffektivitet</i>	20
3.3.3	<i>Stark marknadseffektivitet</i>	20
3.4	TRANSAKTIONSKOSTNADER	20
3.5	STATISTISK TEORI	21
3.5.1	<i>Hypotesprövning med t-test</i>	21
3.5.2	<i>Regressionsanalys</i>	22
3.5.3	<i>Ensidig variansanalys – Tukeys metod</i>	23
<b>4</b>	<b>EMPIRI</b>	<b>25</b>
4.1	T-TEST AV VECKODAGSEFFEKTEN	25
4.2	REGRESSIONSANALYS AV VECKODAGSEFFEKTEN	25
4.3	ENSIDIG VARIANSANALYS – TUKEYS METOD	28
<b>5</b>	<b>ANALYS</b>	<b>31</b>
5.1	T-TEST AV VECKODAGSEFFEKTEN	31
5.2	REGRESSIONSANALYS AV VECKODAGSEFFEKTEN	32
5.2.1	<i>Kontrollvariablernas inverkan</i>	32
5.2.2	<i>Generalindex utan kontrollvariabler under perioden 1996-1999</i>	32
5.2.3	<i>Hälsovårdsbranschen utan kontrollvariabler under perioden 1996-1999</i>	33
5.3	ENSIDIG VARIANSANALYS AV VECKODAGSEFFEKTEN – TUKEYS METOD	33
5.4	JÄMFÖRELSE MED TIDIGARE STUDIER	34
5.5	MARKNADENS EFFEKTIVITET	34
5.6	TRANSAKTIONSKOSTNADER	35
<b>6</b>	<b>SLUTSATS</b>	<b>36</b>
	<b>KÄLLFÖRTECKNING</b>	<b>37</b>
	<b>BILAGA A - RESULTAT AV NORMALITETSTEST</b>	<b>39</b>
	<b>BILAGA B - RESULTAT AV HOMOSCEDASTICITETSTEST</b>	<b>42</b>
	<b>BILAGA C – KORRELATIONSMATRIS FÖR KONTROLLVARIABLERNÄ</b>	<b>45</b>

# 1 Inledning

---

*Det inledande kapitlet introducerar läsaren till uppsatsen. Efter en kort bakgrund presenteras problemformulering och syfte. Kapitlet innehåller även en disposition som är avsedd att underlätta vidare läsning.*

## 1.1 Bakgrund

På en effektiv marknad ska aktiekurserna spegla företagens värde. Marknader kan emellertid visa tecken på återkommande mönster som avviker från teoretiska förväntningar, så kallade anomalier.<sup>1</sup>

Anomalier är ett välkänt fenomen. Ämnet uppmärksammades under 1960-talet när exempelvis Fama undersökte informationens betydelse för effektiviteten på marknaden. Den omfattande forskning som sedan följt har lett fram till teorier kring ett flertal anomalier. I sexton av tjugo fall har exempelvis den svenska aktiemarknaden visat sig generera en överavkastning i januari, den så kallade januarieffekten.<sup>2</sup> Även säsongsanomalier har påvisats och det välkända uttrycket ”köp till sillen och sälj till kräftorna” syftar till att börserna historiskt har presterat goda resultat under sommarmånaderna.<sup>3</sup> Det går till och med att spekulera i möjligheten att långsiktigt åstadkomma en överavkastning genom att handla under rätt tidpunkter på dagen. Studier har visat att särskilt de första femton minuterna varje dag genererar en god avkastning.<sup>4</sup>

Veckodagseffekten är en anomali som grundar sig i studier som påvisar olika avkastningar under olika veckodagar. Utöver veckodagseffekten finns måndagseffekten som avser en skillnad i aktiemarknadens prestationer mellan fredag och påföljande måndag jämfört med övriga veckodagar. Om börskurser generellt tenderar att vara högre under vissa veckodagar borde, åtminstone i teorin, en överavkastning vara möjlig att åstadkomma. Att försöka dra nytta av anomalier i praktiken kan emellertid ofta visa sig vara vanskligt eftersom investeraren möter en verklighet med exempelvis courtage och spread.

---

1 [www.ne.se](http://www.ne.se), (050522)

2 Eriksson, T. (050214)

3 Aronsson, C. (2004)

4 Arnold, G. (2002)

## 1.2 Problemformulering

Eftersom fenomenet med anomalier har undersökts i mer än fyra decennier finns det idag en omfattande dokumentation och ett flertal försök till förklaringar till veckodagseffekten. Somliga bemöter fortfarande anomalin med skepsis och anser den vara ett resultat av mätfel eller bero på slumpen. Fenomenet har dock påvisats i ett stort antal undersökningar och det är på samma sätt välkänt att ingen fullt ut kan förklara alla bakomliggande orsaker:

*“Det är väldokumenterat att den förväntade aktieavkastningen varierar med veckans dagar. [...] Trots all tillgänglig bevisning anses måndagseffekten fortfarande vara en anomali som inte kan förklaras fullt ut.”<sup>5</sup>*

Enligt en omfattande studie av veckodagseffekten och effektiviteten på den svenska aktiemarknaden, genomförd av Claesson år 1987, uppvisar den svenska börser ett annorlunda mönster än många andra börser. Claesson jämför veckodagseffekten för ett flertal olika företag under åren 1978-1984 och kommer fram till att den svenska aktiemarknaden inte är effektiv. En placerare som köper en aktiepost för 10 000 kr på måndagen behöver i genomsnitt bara betala 9 730 kr för samma post på tisdagen.<sup>6</sup>

Trots omfattande forskning är ämnet ännu inte uttömt. Det finns anledning att vidareutveckla undersökningarna kring måndags- och veckodagseffekten genom att dela in den svenska aktiemarknadens aktörer i branscher. Detta görs för att undersöka en eventuell skillnad i veckodagseffekt mellan olika branscher samt generalindex under de senaste nio åren. Denna typ av studie är författarna veterligen inte tidigare genomförd och bör således bidra till den allmänna förståelsen kring anomalier i allmänhet och veckodagseffekten i synnerhet. En vidareutveckling av Claessons undersökning med kompletterande data från de senaste nio åren ger en mer aktuell bild och kan styrka alternativt avfärda Claessons teori om veckodagseffekten på den svenska aktiemarknaden.

## 1.3 Problemställning

- Går det att påvisa en veckodagseffekt i generalindex eller i branscher på den svenska aktiemarknaden under perioden 1996-2004?
- Är Claessons resultat kring veckodagseffekten på svenska aktiemarknaden bestående än idag?

---

<sup>5</sup> fritt översatt från Wang, Yuming & Erickson (1997), s.2171f

<sup>6</sup> Claesson, K. (1987)

## *1.4 Syfte*

Uppsatsens syfte är att undersöka existensen av veckodagseffekter på den svenska aktiemarknaden under perioden 1996 - 2004 samt att testa om det finns en variation i veckodagseffekt i någon eller flera av marknadens nio olika branscher.

## *1.5 Avgränsningar*

På grund av begränsad tillgång till historiska börsdata används endast slutkurserna för varje börsdag. Börsdatan är korrigerad för helgdagar men inte för utdelning och emissioner. Uppsatsen behandlar inte investerarnas möjlighet att skapa överavkastning med hjälp av identifierade anomalier utan behandlar dessa endast rent teoretiskt

## *1.6 Disposition*

### **Kapitel 1 - Inledning**

I det inledande kapitlet introduceras läsaren till uppsatsens bakgrund och påföljande problemformulering. Även uppsatsens syfte fastställs.

### **Kapitel 2 - Metod**

I detta kapitel beskrivs författarnas metodologiska överväganden och tillvägagångssätt. Dessutom förs en källkritisk diskussion om uppsatsens tillförlitlighet.

### **Kapitel 3 - Teori och Litteratur**

Teorikapitlet beskriver utvalda teorier och statistiska modeller som är lämpliga utifrån uppsatsens problemformulering. Kapitlet innehåller även resultat från tidigare forskning inom området.

### **Kapitel 4 - Empiri**

Kapitlet sammanställer och presenterar de viktigaste resultaten från genomförda undersökningar.

### **Kapitel 5 - Analys**

I analyskapitlet analyseras informationen från empirikapitlet med hjälp av valda teorier och statistiska modeller.

### **Kapitel 6 - Slutsats**

Analysens resultat sammanfattas kort med förslag på lösningar på uppsatsens problemställning.

## 2 Metod

---

*Metodkapitlet förklarar metodologiska överväganden som är relevanta för att angripa problemformuleringen. Valda metoder och tillvägagångssätt presenteras.*

### 2.1 Metodologiska överväganden

Utifrån problemformuleringen avgörs vilka metoder som är bäst lämpade för uppsatsen. För att verifiera alternativt avfärda befintliga teorier används observationer från perioden 1996 – 2004. Uppsatsen är således utförd med en klart deduktiv ansats som per definition utgår ifrån teorier som sedan används för att observera verkligheten för att upptäcka överensstämmelser eller avvikelser.<sup>7</sup>

För att stärka resultaten av undersökningen används tre olika metoder: t-test, multipel linjär regressionsanalys och Tukeys ensidiga variansanalys. Visserligen använde inte Claesson något statistiskt test över huvud taget, men för att stärka sannolikheten i resultaten och ändå kunna jämföra med Claessons studie utökas undersökningen med ett individuellt t-test. Regressionsanalys väljs efter studier av nyligen publicerade rapporter inom ämnesområdet. Den multipla linjära regressionsmodellen är vanligt förekommande vid tidigare undersökningar kring anomalier på aktiemarknader, se tabell 3. Den ensidiga variansanalysen väljs i samråd med Statistiska Institutionen vid Lunds Universitet för att passa in på uppsatsens problemformulering<sup>8</sup>.

#### 2.1.1 Testmetodernas lämplighet

Fördelen med t-test är att testmetoden är enkel och lättförståelig. I uppsatsen tar t-testet däremot endast hänsyn till nästkommande veckodag vilket inte ger en heltäckande bild av hur avkastningarna skiljer sig åt mellan ”icke-angränsande” veckodagar. Vid jämförelser mellan ett stort antal populationer riskerar dessutom t-test att medföra stora typ-I-fel<sup>9</sup>.

Med Tukeys ensidiga variansanalys går det att välja en gemensam signifikansnivå för testet. På så sätt går det att undvika de typ-I-fel som belastar t-testet. Den ensidiga variansanalysen testar dessutom skillnaden i medelvärden för alla kombinationer av veckodagar.<sup>10</sup>

---

<sup>7</sup> Jacobsen, D.I, (2002)

<sup>8</sup> Bergman, J. (050418)

<sup>9</sup> Montgomery, D. (2001)

<sup>10</sup> Montgomery, D. (2001)



Det finns en uppsjö av olika regressionsmetoder som kan användas när samband mellan faktorer skall synliggöras. Olika modeller beskriver olika typer av bakomliggande händelser och det är därför viktigt att välja en modell som är lämpad för just den händelse som skall beskrivas.

Den enkla regressionsmodellen är bra att använda då endast en faktor påverkar de händelser som ska undersökas. Om det finns flera bakomliggande faktorer är det bättre att använda multipel linjär regression.<sup>11</sup> Det finns dessutom flera olika transformerande modeller där de förklarande variablerna exempelvis kan vara inverterade eller logaritmerade.<sup>12</sup>

I fall då kvalitativa variabler ska analyseras är det lämpligt att använda en regressionsmodell som bygger på dummy-variabler. Dessa antar antingen värdet 1 eller 0 och ger således endast ett bidrag då den bakomliggande faktorn är aktiv.<sup>13</sup>

Uppsatsen ämnar förklara avkastningen med hjälp av veckans alla dagar, det vill säga en multipel regressionsmodell är mest lämplig. Eftersom alla veckodagar antas påverka den förklarande variabeln lika mycket är den linjära modellen att föredra. Då veckodagarna är kvalitativa och deras individuella påverkan på avkastningen endast existerar en dag i veckan per variabel är det lämpligt att de beskrivs med dummy-variabler. Som grundläggande modell används alltså en linjär multipel regressionsmodell med dummy-variabler.

Kontrollvariablerna utökar grundmodellen med linjära kvantitativa variabler. Om en regressionsmodell inte klarar av de krav som ställs på den, finns det möjlighet att transformera variablerna till någon annan form för att på så vis beskriva avkastningen bättre. I utgångsläget är de dock i linjär form.

### 2.2 Informationskvalitet

Eftersom en stor del av analysarbetet bygger på numeriska data är det helt avgörande för uppsatsens relevans att denna är tillförlitlig. För att försäkra sig om en god kvalitet på insamlad information samt att rätt information samlas in, måste följande begrepp beaktas:

---

<sup>11</sup> Körner, S. (1987)

<sup>12</sup> Berenson, M. & Levine, D. (1992)

<sup>13</sup> Körner, S. (1987)

- Validitet** Mät endast det som ämnas att mätas.<sup>14</sup> Validiteten är ett mått på uppsatsens giltighet. För att säkerställa validiteten har exempelvis giltigheten och genomförandet av valda statistiska modeller diskuterats med författarnas handledare och Statistiska Institutionen vid Lunds Universitet.
- Reliabilitet** Reliabiliteten är ett mått på precision<sup>15</sup>. För att uppnå en så hög grad av reliabilitet som möjligt har exempelvis det numeriska underlaget kontrollerats i två olika databaser (afv.se och SixTrust).
- Objektivitet** Objektivitet är ett mått på i vilken utsträckning uppsatsen uppvisar författarnas personliga värderingar, det vill säga påverkan av icke-vetenskapliga värden.<sup>16</sup> Författarna har försökt att förhålla sig objektiva till valet av litteraturstudier för att skapa en så rättvisande bild av tidigare forskning som möjligt.

### 2.3 Källkritik

Det kvalitativa materialet kommer huvudsakligen från artiklar i erkända publikationer såsom The Journal of Finance. Många av dessa artiklar är emellertid ett resultat av forskning från utländska marknader vilka inte nödvändigtvis uppför sig på samma sätt som den svenska aktiemarknaden, se avsnitt 3.2. Kvantitativa data har hämtats från Affärsvärlden vilka anses vara en trovärdig källa. För att öka reliabiliteten i data har en kontroll utförts där data från SixTrust visat sig vara identiskt med data från Affärsvärldens egen hemsida. Osäkerheten i den numeriska informationen antas således vara liten.

Det finns en klar risk att användbarheten i det studerade materialet är bristfälligt. Ämnesområdet är känt sedan länge och en del av forskningsresultaten riskerar idag att vara förlegade. Detta bidrar visserligen till att rättfärdiga uppsatsens uppkomst eftersom avsikten är att undersöka om tidigare resultat från forskning inom området fortfarande gäller. Den stora mängden forskning i ämnet gör det emellertid svårt att täcka in viktiga resultat och det finns en uppenbar risk för luckor i uppsatsens redovisning av tidigare forskning.

### 2.4 Insamlande av information

Studier av tidigare forskning utgör grunden för uppsatsskrivandet. Efter studier i metodlära riktas intresset mot publikationer inom uppsatsens ämnesområden; läroböcker, artiklar från

---

<sup>14</sup> Patel, R. & Davidsson, B. (1994)

<sup>15</sup> www.ne.se, (050520)

<sup>16</sup> Wallén, G. (1993)

finansiella publikationer, tidigare uppsatser samt artiklar från Internet. Huvuddelen av numeriska data hämtas från databaser i SixTrust.

### 2.4.1 Historiska börsdata

SIX är Sveriges största leverantör av aktierelaterad information i realtid.<sup>17</sup> Företaget tillhandahåller systemet SixTrust som förser uppsatsen med historiska börsdata i obehandlad form från Affärsvärldens generalindex och branschindex. Data består av indexvärden beräknade från stängningskurser på Stockholmsbörsen för varje börsdag för Affärsvärldens nio branschindex samt Affärsvärldens generalindex. Indexvärdet för 1995-12-31 är 100.

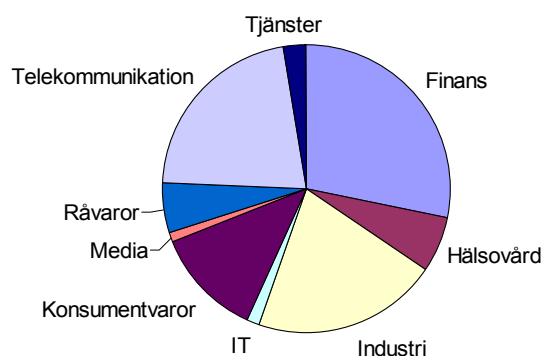
Affärsvärldens generalindex och branschindex är förmögenhetsviktade index. Förmögenhetsviktningen innebär att varje akties vikt står i proportion till dess börsvärde. Genralindex är brett och mäter den genomsnittliga kursutvecklingen på Stockholmsbörsen.<sup>18</sup> SixTrust innehåller data från Affärsvärldens index för 31 olika områden uppdelade i nio branschindex. Uppsatsen behandlar data för perioden 1996-2004 uppdelade i följande nio branscher:

- Finans
- IT
- Råvaror
- Hälsovård
- Konsumentvaror
- Telekommunikation
- Industri
- Media
- Tjänster

De nio branschernas respektive viktning i generalindex framgår av tabell 1.

**Tabell 1 och diagram 1.** Branschernas procentuella andel av generalindex 2004-12-30.

Bransch	Viktning (%)
Finans	28,26
Hälsovård	6,30
Industri	20,84
IT-företag	1,30
Konsumentvaror	12,32
Media och underhållning	0,94
Råvaror	5,67
Telekommunikation	21,92
Tjänster	2,44



### 2.4.2 Bensinpris och räntor

Från tillgängliga historiska data väljs sådana kontrollvariabler som kan tänkas påverka aktiekursen. Uppsatsen undersöker om ränteläget och bensinprisets utveckling har någon påverkan på veckodageffekten i olika branscher eller generalindex. Eftersom det inte är uppenbart om och i så fall hur olika räntor påverkar aktieavkastningar väljs fem olika räntor,

<sup>17</sup> [www.six.se](http://www.six.se) (050414)

<sup>18</sup> [bors.affarsvarlden.se/mainafvinfo.asp?settings=afv](http://bors.affarsvarlden.se/mainafvinfo.asp?settings=afv), (050517)

alla med varierande löptider. Bensinpris och räntor är hämtade från en databas för finansiell information, EcoWin. Datamängdens tidsperiod är samma som för ovanstående branscher. De olika räntorna är Handelsbankens All Government Bonds (statsobligationer) med olika löptider, se tabell 2. Ur ett makroekonomiskt perspektiv borde den riskfria räntan kunna påverka aktiekurserna då investerarnas avkastningskrav till viss del styrs av räntan. Räntor med olika löptid är av intresse eftersom investerare med olika placeringshorisont kan tänkas påverkas av olika räntor. Bensinpriset borde kunna påverka vissa branscher och därmed även styra investerarnas placeringar och avkastningar. Exempelvis kan den energikrävande industribranschen och den transportintensiva råvarubranschen tänkas vara speciellt känsliga för bensinpriset.

**Tabell 2.** Index med kontrollvariabler från EcoWin.

EcoWin ID	Beskrivning
ew:swe35125	Sweden, Handelsbanken, Market, All Government Bonds, Index 1-3 months
ew:swe35145	Sweden, Handelsbanken, Market, All Government Bonds, Index 3-6 months
ew:swe35165	Sweden, Handelsbanken, Market, All Government Bonds, Index 6-9 months
ew:swe35185	Sweden, Handelsbanken, Market, All Government Bonds, Index 9-12 months
ew:swe35025	Sweden, Handelsbanken, Market, All Government Bonds, Index 1-3 years
ew:swe20361	Gasoline, SEK

### 2.5 Tillvägagångssätt

Det första steget är att strukturera informationen från SixTrust så att den går att jämföra och analysera. Utöver generalindex görs, för vidare jämförelse, en uppdelning av den svenska aktiemarknaden i nio branscher, se avsnitt 2.4.1. I nästa steg räknas indexvärdena om till dagliga procentuella förändringar av börskurser. Därefter struktureras data så att varje värde erhåller en siffra som anger slutkursens veckodag (1=mån...5=fre). Den procentuella förändringen från fredagens stängningskurs till måndagens stängningskurs benämns måndagens förändring. Motsvarande gäller för förändringen mellan övriga dagars stängningskurser. Data för dagar efter till exempel helgdagar ersätts med "missing value" eftersom detta annars skulle ge felaktiga värden inför analysen.

Det första testet bygger vidare på Claessons studie. Nu undersöks istället veckodagseffekten på den svenska aktiemarknaden under perioden 1996-2004. Detta görs genom att beräkna den procentuella årsvisa medelavkastningen och standardavvikelsen för generalindex och nio branscher för varje veckodag under varje enskilt år under perioden. Sedan utförs t-test för att undersöka om avkastningen skiljer sig åt mellan två efter varandra följande veckodagar.

Den totala tidsperioden 1996-2004 delas upp i två delar där den första perioden sträcker sig från 1996-1999 och den andra från 2000-2004. Detta för att eventuella förändringar över tiden inte ska ta ut varandra och förstöra resultatet. Uppdelningen i två perioder gör det också möjligt att se huruvida det finns en bestående veckodagseffekt.

För att vidare undersöka veckodagseffekten i varje enskild bransch utförs sedan en multipel linjär regressionsanalys. Formeln för den grundläggande regressionen är uppbyggd med dummy-variabler, se avsnitt 3.5.2. Regressionsanalysen avgör sedan i vilken utsträckning modellen har en statistisk signifikant påverkan på den beroende variabeln, det vill säga veckodagarnas avkastningar. I de fall en veckodagseffekt påvisas utökas dessutom regressionsmodellen med kontrollvariabler i form av bensinpris och olika räntor. Detta görs för att undersöka om det är någon av dessa faktorer som är en bakomliggande orsak till veckodagseffekten. En nollhypotes för var och en av modellerna testas, se avsnitt 3.5.2 och 3.5.4.

När det är bestämt vilka branscher som påvisar en skillnad i någon veckodags avkastning måste de ingående variabelernas signifikanta påverkan på den beroende variabeln undersökas. För att jämföra medelvärden för fler än två grupper och undersöka om det går att fastställa någon statistisk säkerställd veckodagseffekt i olika branscher och veckodagar används ensidig variansanalys med Tukeys metod. Vid den ensidiga variansanalysen jämförs avkastningens medelvärden för alla veckans vardagar med varandra.

### 3 Teori och Litteratur

---

I det här kapitlet presenteras tidigare forskning inom ämnesområdet samt teorier och statistiska modeller som ligger till grund för uppsatsens analyskapitel. Det teoretiska ramverket väljs utifrån rapportens problemformulering.

#### 3.1 Tidigare studier

Ämnesområdet är väl utforskat. Resultaten från tidigare undersökningar skiljer sig emellertid åt. År 1980 hävdar exempelvis Rogalski och Oldfield att "den förväntade avkastningen för måndagar är tre gånger så stor som den för de övriga veckodagarna"<sup>19</sup>. I senare forskning delar Rogalski upp måndagseffekten i två delar, trading – från öppning till stängning under måndagen och non-trading – från stängning på fredagen till öppnandet på måndag morgon, och hävdar att hela skulden till anomalin kan tillskrivas "non-trading"-delen. Detta benämns som the non-trading-effect.<sup>20</sup> Chen och Singal berör måndagseffekten och argumenterar för att avkastningen borde vara negativ i alla branscher<sup>21</sup>. Ytterligare forskning som styrker en avvikande avkastning på måndagar är Sun och Tong samt Keim & Stambaugh<sup>22,23</sup>. I tabell 3 sammanfattas tidigare studier kring veckodagseffekten, som synes med varierande slutsatser.

**Tabell 3.** Sammanfattning av tidigare studier kring veckodagseffekten.

Författare	Syfte	Metod	Slutsatser
Aggarwal, Mehdian & Perry (2003)	Undersöka veckodagseffekten på Chicago Mercantile Exchange under perioden 1982-1997.	Regressionsanalys av sex olika index.	<b>Påvisar ej måndagseffekt.</b> Några index, dock inte alla, uppvisar en skillnad i måndagars avkastningar under månadernas gång. Olika index uppvisar positiva avkastningar för olika veckodagar.
Claesson (1987)	Undersöka och ange bakomliggande faktorer till veckodagseffekten på den svenska aktiemarknaden under perioden 1978-1984.	Årsvis beräkning av procentuella avkastningar och standardavvikelser.	<b>Påvisar veckodagseffekt.</b> Likartade resultat på måndag och fredag (+0.2%) samt onsdag och torsdag (+0.12%). Tisdagens avkastning svagt negativ. Veckodagseffekten är ett tecken på en ineffektiv marknad.

---

<sup>19</sup> fritt översatt från Rogalski, R. (1984), s. 1603

<sup>20</sup> Rogalski, R. (1984)

<sup>21</sup> Chen, H. & Singal, V. (2003)

<sup>22</sup> Sun, Q. & Tong, W. (2002)

<sup>23</sup> Keim, D. B. & Stambaugh, R. F. (1984)

Anomalier på den svenska aktiemarknaden 1996 - 2004

Coutts & Sheikh (2002)	Undersöka existensen av veckodags-, januari- och dag-före-helgdags-effekter på Johannesburgs börs under perioden 870105-970515.	Regressionsanalys, hypotesprövning, t-test och F-test.	<b>Påvisar ingen anomali.</b> Måndags- och januarieffekten obefintlig. Någon bestående dag-före-helgdagseffekten kan ej bevisas.
French (1980)	Undersöka processer bakom aktiers avkastning genom att jämföra avkastning under olika veckodagar.	t-test, medelvärdesberäkning, regressionsanalys.	Två hypoteser: Måndagens avkastning borde motsvara a) tre dagars investering (kalendertidshypotesen) b) en dags investering (handelshypotesen) <b>Verkliga avkastningar 1953-1977 stämmer ej med någon av hypoteserna.</b>
Gibbons & Hess (1981)	Undersöka veckodags-effekten i aktiers avkastningar.	Regressionsanalys.	<b>Påvisar veckodagseffekt.</b> Tydlig negativ trend på måndagar. Bakomliggande förklaringar undersöks utan att finna belägg.
Keef & Rousch (2005)	Undersöka veckodags-effekten i avkastningar före helgdagar under perioden 1930-1999.	Regressionsanalys.	<b>Påvisar ej måndagseffekt.</b> Däremot påvisas helgdagseffekt fram till 1987. Därefter upphör effekten.
Keim & Stambaugh (1984)	Undersöka måndagseffekten i aktiers avkastning med data som sträcker sig från 1928.	Regressionsanalys, multivariat analys, autokorrelations-test.	<b>Påvisar måndagseffekt.</b> Negativa avkastningar på måndagar redan 1928. Genomsnittliga avkastningen från fredag till måndag för trettio aktier på Dow Jones Industrial Index uppvisar positiv korrelation.
Rogalski (1984)	Att dokumentera nya resultat gällande veckodagseffekten.	t-test, F-test hypotesprövning.	<b>Påvisar måndagseffekt.</b> Uppstår mellan fredag kväll och måndag morgon, s k <i>non-trading</i> måndagseffekt.
Rogalski & Oldfield (1980)	Utveckla och testa en stokastisk process för aktieavkastning.	Multiple Component Jump Process (MCJP), $\chi^2$ -test.	<b>Påvisar ej veckodagseffekt.</b> Avkastningar är jämnt fördelade under veckodagarna och verkar följa autoregressiva steg.
Sun & Tong (2002)	Undersöka om olika delar av månaden uppvisar olika grad av måndagseffekt.	Regressionsanalys, hypotesprövning.	<b>Påvisar måndagseffekt.</b> Negativa avkastningar på måndagar är främst samlade inom dagarna 18:e till 26:e i månaden.
Wang, Yuming & Erickson (1997)	Undersöka om olika delar av månaden uppvisar olika måndagseffekt under perioden 1962-1993.	Medelvärdesberäkning, t-test, regressionsanalys.	<b>Påvisar måndagseffekt.</b> Störst påverkan under månadens fjärde och femte vecka. De första tre måndagarna är oftast inte signifikant negativa.
Vinell & De Ridder (1990)	Kontrollera förekomsten av allmän tidsseriesystematik.	Tidsserieanalys med effektiv detektor samt hypotesprövning.	<b>Påvisar veckodagseffekt.</b> Avkastningen på fredagar är mer än tio gånger högre än på måndagar. Resultatet tvåstjärnigt signifikant.

I tabell 4 återges tidigare studiers resultat av veckodagarnas avkastning. Veckodagen med den mest avvikande avkastningen har markerats med fetstil.

**Tabell 4.** Resultat från tidigare studier.

	måndag	tisdag	onsdag	torsdag	fredag
<b>Andersson &amp; Einarsson (2003)</b>					
Genomsnittlig avkastning	0,15	0,01	<b>-0,08</b>	0,03	0,10
Standardavvikelse	0,0162	0,0142	0,0155	0,0155	0,0138
<b>Gibbons &amp; Hess (1981) 1962 - 1978</b>					
Genomsnittlig avkastning	<b>-0,134</b>	0,002	0,096	0,028	0,084
Standardavvikelse	0,819	0,742	0,802	0,695	0,692
<b>Keim &amp; Stambaugh (1984) 1928 - 1952</b>					
Genomsnittlig avkastning	<b>-0,2230</b>	0,0756	0,0836	0,0659	0,0287
Standardavvikelse	1,511	1,395	1,526	1,432	1,507
<b>Keim &amp; Stambaugh (1984) 1953 - 1982</b>					
Genomsnittlig avkastning	<b>-0,1539</b>	0,0261	0,1028	0,0361	0,0920
Standardavvikelse	0,883	0,763	0,780	0,697	0,688
<b>Vinell &amp; De Ridder (1990) 1980 - 1989</b>					
Genomsnittlig avkastning	<b>0,018</b>	0,039	0,131	0,174	0,196
Standardavvikelse	1,157	1,118	0,955	1,048	0,938
<b>French (1980) 1953 - 1977</b>					
Genomsnittlig avkastning	<b>-0,1681</b>	0,0157	0,0967	0,0448	0,0873
Standardavvikelse	0,8427	0,7267	0,07483	0,6857	0,6600

### 3.2 Kerstin Claessons studie av veckodagseffekten<sup>24</sup>

Claessons studie av den svenska aktiemarknaden undersöker de genomsnittliga dagliga aktieavkastningar för åren 1978-1984. Claessons resultat är att genomsnittsavkastningen mätt över alla dagar är 0,13% per dag. De olika veckodagarnas avkastningar skiljer sig emellertid åt. Måndags- och fredagsavkastningarna är ungefär 0,20% medan avkastningen på onsdagar och torsdagar är 0,12%. Tisdagens avkastning uppvisar ett svagt negativt resultat.

Claesson tolkar sina resultat om veckodagseffekten som att marknaden inte är effektiv. I teorin borde det gå att åstadkomma en överavkastning genom att handla på rätt veckodagar. I praktiken är dock den genomsnittliga vinsten endast förväntad och måste vägas mot faktorer, exempelvis förväntningar om en kursstegring för den aktuella aktien, som gjort köpet aktuellt. Investerare möter dessutom courtageavgifter och skillnader mellan köp- och säljkurs (spread) vid varje affär.

<sup>24</sup> Claesson, K. (1987)



Orsakerna bakom veckodagseffekten är oklara i Claessons studie. Fyra möjliga orsaker lyfts fram och förkastas:

- Det är möjligt att företagen väljer veckoslut för att meddela ofördelaktig information. På så sätt minskar risken för panikköp och att aktiekursen sjunker kraftigt eftersom placerarna får helgen på sig att analysera informationen. Förklaringen är bristfällig eftersom en effektiv marknad skulle genomskåda detta och förändra aktiepriserna redan innan informationen offentliggörs.
- Veckodagseffekten beror på betalningarnas förläggning i tiden. Om aktierna betalas senare än själva transaktionsdagen medger ett aktieköp extra ränta för köparens pengar medan säljaren förlorar motsvarande ränteinkomst. Om köpet exempelvis genomförs på en fredag borde köparen vara beredd att betala två dagars ränta extra för köpet som betalas först på måndagen. Aktiekurserna borde därför vara aningen högre på fredagar än övriga veckodagar. Studier med samma transaktionstider för alla köp visar emellertid att veckodagseffekten kvarstår och alltså inte fullt ut kan förklaras med ovanstående argument.
- Transaktionskurserna för handeln, som går via en enskild person (den så kallade specialisten) blir annorlunda än om köpare och säljare möts direkt. Via specialisten sker transaktioner växelvis till högsta köpbud och lägsta säljbud. Eftersom säljbud är högre än köpbud snedvrids avkastningsberäkningarna jämfört med de priser som skulle fastställas via direkta möten mellan köpare och säljare. En undersökning av Keim och Stambaugh visar att inte heller detta argument kan förklara veckodagseffekten.
- Priserna på fredagar och måndagar innehåller mätfel. Om det inte sker kontinuerliga transaktioner i alla aktier kan dagens sista betalkurs observeras vid olika tidpunkter för olika aktier. Detta kan snedvrیدا måndagens avkastning eftersom de rätta transaktionspriserna, de som skulle observerats vid handelns slut, inte används. Ej heller detta argument har funnit stöd vid undersökningar.

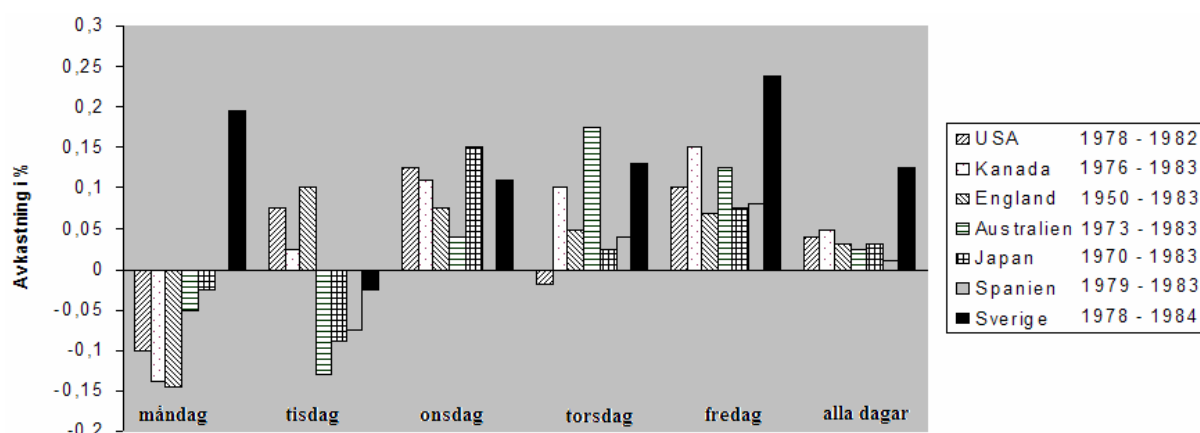
Ytterligare en möjlig förklaring som berörs i studien är att veckodagseffekten är ett tecken på att marknaden inte är effektiv: *"Den avkastningsmodell som ligger bakom uppfattningen att veckodagseffekten är en ineffektivitet är att den förväntade avkastningen är lika stor alla veckodagar"*<sup>25</sup>. Denna hypotes inbjuder i studien till framtida forskning.

I studien jämförs den genomsnittliga veckodagsavkastningen i sju länder, se figur 1. Den här uppsatsen behandlar dock enbart den svenska marknaden, men det är intressant att se att den svenska marknaden under perioden 1978-1984 avvek från övriga länders utveckling. Detta

---

<sup>25</sup> Claesson, K. (1987), s.116

visar på vanskligheten i att tillämpa resultat från utländsk forskning om anomalier på den svenska aktiemarknaden.



Figur 1. Genomsnittliga veckodagsavkastningar i sju länder.<sup>26</sup>

### 3.3 Effektiva marknadshypotesen

Den effektiva marknadshypotesen (EMH) beskriver sambandet mellan effektiviteten på en marknad och graden av tillgänglig information<sup>27</sup>. Teorin bygger på antagandet att de flesta investerare är rationella, vinstmaximerande och alltid tolkar tillgänglig information korrekt och därefter även handlar korrekt. Irrationella investerare, som utgör en minoritet, köper istället aktier slumpvis vilket leder till att deras ”felköp” tar ut varandra utan att flytta aktiekurserna från den effektiva nivån.<sup>28</sup> Vidare utgår EMH från att det enda som påverkar aktiekurserna är ny information och att marknaden är tillräckligt stor för att ingen köpare ensam ska kunna påverka prisnivån<sup>29</sup>. Eftersom aktiepriset på en effektiv marknad påverkas i samma stund som ny information blir tillgänglig, ska det inte gå att erhålla överavkastning genom att analysera information från företag. Priserna på en effektiv marknad avspeglar således all tillgänglig information.<sup>30</sup> I verkligheten är emellertid inte alla marknader effektiva. Ny information kan absorberas på olika sätt vilket ger upphov till olika beteenden på aktiemarknaden, se figur 2.

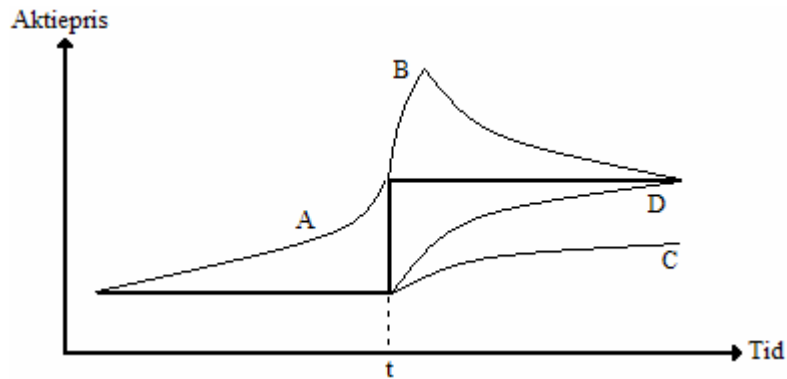
<sup>26</sup> ungefärliga värden från Claesson, K. (1987)

<sup>27</sup> Claesson, K. (1987)

<sup>28</sup> Haugen, R.A (2001)

<sup>29</sup> Vinell, L. & De Ridder, A. (1990)

<sup>30</sup> Arnold, G. (2002)



**Figur 2.** Olika reaktioner på ny information som offentliggörs vid tidpunkten  $t$ . Den tjocka linjen motsvarar en effektiv marknad. A – läckage, B – överreaktion, C – bestående ineffektivitet, D – långsam reaktion.<sup>31</sup>

Effektivitetsbegreppet introducerades av Fama med en tregradig skala som en förklaring till aktiekursernas egenskaper<sup>32</sup>.

### 3.3.1 Svag marknadseffektivitet

I den svaga formen av marknadseffektivitet avspeglar aktiepriserna endast historisk information. Med svag effektivitet är det enligt Arnold omöjligt att dra några slutsatser om framtiden utifrån dåtiden: *"Historiska priser på aktier kan inte användas för att förutsäga framtida priser med någon särskilt framgång. [...] Tusentals, om inte miljontals, investerare betalar stora summor för tekniska analyser. Dessa investerare borde spara sina transaktionskostnader och rådfråga en apa om en diversifierad portfölj!"*<sup>33</sup>

En svag marknadseffektivitet har slumpmässiga aktieprisförändringar och investeraren antar att morgondagen kommer att vara en repetition av gårdagen<sup>34</sup>. Samma argument förs fram i Martingalehypotesen som konstaterar att den "bästa" prognosen för morgondagens priser helt enkelt är dagens pris<sup>35</sup>.

<sup>31</sup> fritt enligt Arnold, G. (2002)

<sup>32</sup> Fama, E. (1970)

<sup>33</sup> fritt översatt från Arnold, G. (2002), s.613

<sup>34</sup> Fama, E. (1965)

<sup>35</sup> Campbell, J.Y, Lo, A.W. & MacKinley, C. (1997)

### 3.3.2 Halvstark marknadseffektivitet

Förutom historisk information behandlar den halvstarka marknadseffektiviteten även all offentlig information såsom årsredovisningar, teknologiska genombrott och patent. I den halvstarka formen av effektivitet avspeglas all denna information omedelbart i aktiepriserna och det är meningslöst att analysera informationen när den väl blivit offentlig. Med dagens lättillgängliga information och välfungerande kommunikationsmöjligheter som utnyttjas av ett stort antal analytiker kan de flesta börser anses vara halvstarka ur effektivitetssynpunkt.

Enligt Arnold är det inte möjligt att dra nytta av måndageffekten under förutsättning att marknaden har halvstark effektivitet. Om en anomali upptäcks på en halvstark aktiemarknad kommer anomalin att upphöra att existera i samma stund som informationen om den publiceras. Om exempelvis fredagen visar sig generera överavkastningar kommer investerare att sälja dyrt på fredagen och köpa tillbaka till ett lägre pris på måndagen och på så sätt eliminera anomalin. Även om anomalins effekter inte fullt ut skulle upphöra, kommer det enligt Arnold att vara mer lönsamt att äga en väldiversifierad portfölj än att dra nytta av anomalin. Detta på grund av de transaktionskostnader som uppstår vid frekventa köp och försäljningar. På så sätt förblir marknaden i praktiken effektiv trots att anomalin tillåts existera.<sup>36</sup>

### 3.3.3 Stark marknadseffektivitet

Den starka formen av marknadseffektivitet inbegriper förutom historisk och offentlig information även insiderinformation. Ingen, inte ens företagen själva, har mer information än någon annan och det är omöjligt att er hålla överavkastningar. Att dra nytta av insiderinformation är som bekant olagligt och aktiemarknader uppvisar inte stark marknadseffektivitet.<sup>37</sup>

## 3.4 Transaktionskostnader

En transaktion är en överenskommelse mellan två parter på en marknad om ett byte av rättigheter. Transaktionskostnader är kostnader som uppstår i och med att en transaktion utförs på marknaden. Dessa kan liknas vid en friktion i ett system där handeln minskar för att till slut avstanna när kostnaderna ökar. I tabell 5 visas de fyra olika komponenter som beskriver orsakerna till uppkomsten av transaktionskostnader i allmänhet.<sup>38</sup>

---

<sup>36</sup> Arnold, G. (2002)

<sup>37</sup> Arnold, G. (2002)

<sup>38</sup> Wigand, R.T. (1997)

Tabell 5. Uppdelning av transaktionskostnader.

Kostnad	Aktivitet
sökkostnad	leta upp köpare, säljare och produkter
kontraktskostnad	upprätta ett avtal
övervakningskostnad	övervaka så att avtalet följs
adoptionskostnad	uppdatera och förändra avtalet

Transaktionskostnader som uppstår vid aktieköp motsvarar alla ytterligare kostnader i samband med ett avslut utöver köpeskillingen. Hit räknas exempelvis courtage, värdepappersskatt och eventuellt porto.<sup>39</sup>

### 3.5 Statistisk teori

Veckodagseffekten undersöks med hjälp av statistiska metoder: t-test, regressionsanalys och ensidig variansanalys.

#### 3.5.1 Hypotesprövning med t-test<sup>40</sup>

Hypotesprövning utgår från en hypotesformulering. Här jämförs ett antagande, nollhypotesen ( $H_0$ ), med ett motsägende antagande, mothypotesen ( $H_1$ ). Som namnet antyder formuleras oftast nollhypotesen så att den antar noll förändring, exempelvis att avkastningen för fredagar är lika stor som avkastningen på måndagar. Mothypotesen kan sedan väljas som ensidig (avkastningen på fredagar är större eller mindre än avkastningen på måndagar) alternativt dubbelsidig (avkastningen på fredagar är skild från avkastningen på måndagar).

$$H_0: \mu_{\text{mån}} = \mu_{\text{fre}} \Leftrightarrow \mu_{\text{mån}} - \mu_{\text{fre}} = 0$$

$$H_1: \mu_{\text{mån}} \neq \mu_{\text{fre}} \Leftrightarrow \mu_{\text{mån}} - \mu_{\text{fre}} \neq 0 \text{ (exempel på dubbelsidig mothypotes)}$$

Hypotesprövning används för att statistiskt säkerställa nollhypotesen alternativt förkasta den till förmån för mothypotesen. Sannolikheten att resultaten är sanna avgörs av vald signifikansnivå. Ofta används enstjärnig signifikansnivå vilket innebär att om hypotesprövningen accepterar nollhypotesen är det 5% risk för fel. Två- och trestjärnig signifikansnivå motsvarar 99% respektive 99,9% sannolikhet att hypotesprövningens resultat är sanningsenligt.

Signifikansprövning kan utföras med olika testfunktioner. I uppsatsen är såväl medelvärden, standardavvikelser som antalet observationer kända varför nedanstående approximativt normalfördelade testfunktion tillämpas:

<sup>39</sup> www.fi.se, (050415)

<sup>40</sup> Körner, S. (1987)

$$t = \frac{X_1 - X_2}{\sqrt{\frac{s_1^2}{n_1} + \frac{s_2^2}{n_2}}}$$

t = testfunktionen

X = observerade medelvärden

s = standardavvikelse

n = antalet observationer

Testfunktionens värde jämförs sedan med en normalfördelning. Fem procent av normalfördelningen faller utanför värdena  $\pm 1,96$ . Om funktionsvärdet ligger inom intervallet är ingen statistiskt säkerställd skillnad påvisad och nollhypotesen kan således inte förkastas. Ligger funktionsvärdet utanför intervallet  $\pm 1,96$  är resultatet enstjärnigt signifikant och nollhypotesen kan förkastas till förmån för mothypotesen. Om värdet är utanför intervallen  $\pm 2,58$  respektive  $\pm 3,29$  uppnås två- respektive trestjärnig signifikansnivå.

### 3.5.2 Regressionsanalys

En linjär regressionsmodell beskrivs med variabler (exempelvis  $D_{\text{mån}}$  och  $K_{\text{bensin}}$ ) och regressionskoefficienter ( $\alpha_0 - \alpha_{10}$ ) som visar hur mycket variablerna påverkar utfallet. Koefficienten  $\alpha_0$  visar hur stort utfallet är då ingen av variablerna påverkar resultatet. Dessutom ingår residualen  $\epsilon$  som visar hur långt från det verkliga värdet modellen hamnar.<sup>41</sup> Utöver dessa variabler kan kontrollvariabler användas. Dessa läggs till i regressionen för att undersöka om de påverkar tolkningen. Uppsatsens regressionsmodell är uppbyggd enligt nedan:

$$R = \alpha_0 + \alpha_1 * D_{\text{mån}} + \alpha_2 * D_{\text{tis}} + \alpha_3 * D_{\text{ons}} + \alpha_4 * D_{\text{tors}} + \alpha_5 * K_{\text{bensin}} + \alpha_6 * K_{\text{ränta,1-3mån}} + \alpha_7 * K_{\text{ränta,3-6mån}} + \alpha_8 * K_{\text{ränta,6-9mån}} + \alpha_9 * K_{\text{ränta,9-12mån}} + \alpha_{10} * K_{\text{ränta,1-3år}} + \epsilon$$

Regressionskoefficienterna undersöks sedan för nedanstående hypoteser för att avgöra om de spelar en statistisk roll i modellen.

$$H_0: \alpha_1 = \alpha_2 = \dots = \alpha_k = 0$$

$$H_1: \alpha_j \neq 0 \text{ för minst ett } j$$

Resultatet av en regressionsanalys kan beskrivas med en förklaringsgrad som anger hur stor andel av den beroende variabeln som kan förklaras av de oberoende variablerna. Denna förklaringsgrad, tillsammans med varje enskild variabels signifikans (det så kallade F-värdet), talar om huruvida regressionens resultat är tillförlitligt.<sup>42</sup> Genom att undersöka sannolikheten av F-värdet, P(F), för en hel branschmodell kan man avgöra om modellen har en statistisk

<sup>41</sup> Montgomery, D. (2001)

<sup>42</sup> Carbonnier, P. (050509)

signifikant påverkan på den beroende variabeln. Nollhypotesen accepteras då sannolikheten för F-värdet för hela modellen överstiger 5%.<sup>43</sup>

Regressionsanalysens förklaringsgrad,  $R^2$ , visar hur stor del av den bakomliggande variabeln som förklaras av den uppsatta modellen. En hög förklaringsgrad är dock inte en garanti för en bra modell. För varje variabel som läggs till i modellen ökar förklaringsgraden även om variabeln som läggs till är irrelevant för modellen. Detta kan avhjälpas med den justerade förklaringsgraden.

Den justerade förklaringsgraden,  $R^2$  adj, ökar vanligtvis inte regressionsanalysens förklaringsgrad automatiskt när en ny variabel läggs till i modellen. Istället tar den hänsyn till om den utökande variabeln är relevant eller inte. Ofta sjunker den justerade förklaringsgraden om irrelevanta variabler utökar modellen och det går på så vis att se om en utökande variabel bör vara med eller inte. En stor skillnad mellan den vanliga förklaringsgraden och den justerade förklaringsgraden tyder på att modellen innehåller variabler som är överflödiga.<sup>44</sup>

Innan resultaten från en regressionsanalys kan användas i analysen måste tre olika krav undersökas. Dessa krav är grundförutsättningar för att regressionsmodellen ska ge ett tillförlitligt och användbart resultat.

Enligt det första kravet måste residualerna vara normalfördelade. Då residualerna sällan är fullständigt normalfördelade blir det en avvägningsfråga om kravet är uppfyllt. Uppsatsen använder sig av normalfördelningsdiagram där residualerna är plottade mot en normalfördelningslinje. Om residualerna följer linjen i stort är residualerna normalfördelade. Det andra kravet innefattar ett homoscedasticitetstest, vilket innebär att residualerna skall variera ungefär lika mycket kring x-axeln oavsett tidpunkt. Slutligen måste de ingående variablerna uppvisa en låg grad av korrelation gentemot varandra för att undvika multikollinearitet. Detta görs genom att en korrelationsmatris ställs upp för variablerna. Om det föreligger hög korrelation är inte regressionsanalysen tillförlitlig och lämpar sig inte för analys.<sup>45</sup>

### 3.5.3 Ensidig variansanalys – Tukeys metod

Många gånger finns det behov av att jämföra flera olika grupper för att fastställa om de är statistiskt skilda från varandra. Det låter rimligt att jämföra grupperna parvis med hjälp av t-test. Detta är dock inte alltid lämpligt eftersom det skulle leda till stora typ-I-fel, det vill säga att

---

<sup>43</sup> Montgomery, D. (2001)

<sup>44</sup> Montgomery, D. (2001)

<sup>45</sup> Berenson, M. & Levine, D. (1992)

en sann nollhypotes förkastas. Som exempel kan fem grupper testas där sannolikheten att godkänna rätt nollhypotes är 95% för vardera grupp. Detta kallas den individuella signifikansnivån. Med fem grupper utförs tio olika test (alla kombinationer av de fem grupperna) och därmed blir sannolikheten för att acceptera nollhypotesen för alla testen endast  $0,95^{10}=60\%$ . Istället kan då ensidig variansanalys användas. Det går då att bestämma att sannolikheten att förkasta en sann nollhypotes skall vara exempelvis 5% totalt för alla tio testen. Detta kallas den simultana signifikansnivån.

Tukeys metod för ensidig variansanalys kan alltså användas för att jämföra alla möjliga kombinationer av medelvärden av ingående faktorer i ett test, till exempel medelvärdena av veckodagarnas respektive avkastning. Metoden talar om vilket eller vilka av de olika medelvärdena som skiljer sig åt från något annat medelvärde.

Modellen för ensidig variansanalys är:

$$Y_{ij} = \mu_i + \varepsilon_{ij}$$

där grupperna är benämnda  $i$ , det vill säga  $i$  är måndag, tisdag, onsdag, torsdag och fredag. Medelvärdet för grupp  $i$  betecknas  $\mu_i$  och  $Y_{ij}$  är observation nummer  $j$  i grupp  $i$ . Residualen för observation  $j$  i grupp  $i$  betecknas  $\varepsilon_{ij}$ .

Nollhypotes och mothypotes som testas är:

$H_0$ : Alla gruppernas medelvärden är lika  $\Leftrightarrow \mu_{m\ddot{a}} = \mu_{t\ddot{i}} = \mu_{o\ddot{n}} = \mu_{t\ddot{o}} = \mu_{f\ddot{r}}$

$H_1$ : Alla gruppernas medelvärden är ej lika

I testet specificeras den simultana signifikansnivån som alla medelvärden skall hålla sig inom för att nollhypotesen skall vara uppfylld. Om resultatet blir att nollhypotesen kan förkastas är det intressant att undersöka varje medelvärde mot alla andra medelvärden var för sig. Alla kombinationer av  $\mu_i - \mu_j$  beräknas, där  $i$  och  $j$  är grupperna och  $i$  och  $j$  är skilda från varandra. Om konfidensintervallet innehåller nollvärdet kan hypotesen att  $\mu_i = \mu_j$  ej förkastas.<sup>46</sup>

---

<sup>46</sup> Montgomery, D. (2001)



## 4 Empiri

*Empirikapitlet sammanställer och presenterar de viktigaste resultaten från uppsatsens genomförda studier.*

### 4.1 T-test av veckodagseffekten

Claessons undersökning presenterade standardavvikelser samt antalet observationer och beräknade medelvärden i avkastning under olika veckodagar under perioden 1978–1984. I denna uppsats utvidgas undersökningen till att dessutom inbegripa ett enkelt t-test för att upptäcka signifikanta skillnader mellan två efterföljande veckodagar. Tabell 6 sammanfattar resultaten från t-testen som genomförs för de nio branscherna samt generalindex. Med ”Under” menas att en veckodags avkastningar är signifikant lägre än nästkommande veckodags, motsvarande gäller för ”Över”.

**Tabell 6.** Antal år under perioden 1996-2004 med enstjärnig signifikant skillnad i årsvis medelavkastning gentemot nästkommande veckodag.

Bransch	Måndag		Tisdag		Onsdag		Torsdag		Fredag	
	Under	Över	Under	Över	Under	Över	Under	Över	Under	Över
Generalindex	0	1	0	1	2	2	1	0	1	0
Finans	0	0	0	0	1	1	1	0	0	0
Hälsovård	1	0	1	0	0	1	1	0	1	1
Industri	0	0	0	0	0	2	1	0	1	0
IT	0	1	0	0	2	1	3	0	0	1
Konsumentvaror	0	1	0	1	2	1	1	0	1	0
Media	2	3	1	2	2	0	1	1	0	1
Råvaror	0	1	0	0	0	2	1	0	0	0
Telekommunikation	0	1	0	1	5	1	1	2	1	0
Tjänster	0	0	0	2	2	0	0	0	2	0
<b>Summa</b>	<b>3</b>	<b>8</b>	<b>2</b>	<b>7</b>	<b>16</b>	<b>11</b>	<b>11</b>	<b>3</b>	<b>7</b>	<b>3</b>

### 4.2 Regressionsanalys av veckodagseffekten

Innan regressionsanalysen kan användas måste tre tester utföras, se avsnitt 3.5.2. Dels måste det kontrolleras att residualerna är normalfördelade. Resultaten av dessa normalitetstest finns i bilaga A. Enligt diagrammen följer alla residualerna i stort normalfördelningslinjen.

Även det andra kravet på regressionsmodellen (homoscedasticitetstestet) är uppfyllt och återfinns i bilaga B. Det tredje testet undersöker om variablerna som ingår i modellen har en

## Anomalier på den svenska aktiemarknaden 1996 - 2004

tillräckligt låg korrelation mellan varandra. Den grundläggande regressionsmodellen består endast av dummy-variabler och det är då inte intressant att undersöka om dessa är korrelerade till varandra. De två utökade modellerna är enligt bilaga C ej starkt korrelerade.

I tabell 7 visas sannolikheterna för F-värdena i de olika modellerna utan kontrollvariabler. Ju mindre P(F)-värde, desto större är sannolikheten att den totala modellen har en statistisk påverkan på den beroende variabeln. De P(F)-värden som är mindre än 0,05 har markerats i fetstil.

**Tabell 7.** Resultat från regressionsanalys utan kontrollvariabler.

Bransch	P(F)-värdet utan kontrollvariabler 1996-1999	P(F)-värdet utan kontrollvariabler 2000-2004
<b>Generalindex</b>	<b>0,023</b>	0,314
Finans	0,100	0,337
<b>Hälsovård</b>	<b>0,028</b>	0,449
Industri	0,062	0,745
IT	0,459	0,058
Konsumtvaror	0,148	0,267
Media	0,589	0,259
Råvaror	0,059	0,888
Telekommunikation	0,129	0,448
Tjänster	0,679	0,258

De två branschmodeller som i tabell 7 har en statistiskt signifikant påverkan på den beroende variabeln är generalindex och hälsovårdsbranschen för perioden 1996-1999. I tabell 8 visas hur de individuella variablerna i regressionsmodellen för generalindex åren 1996-1999 påverkar den beroende variabeln. Det är endast torsdagen som har statistiskt signifikant påverkan på den beroende variabeln.

**Tabell 8.** Resultat från regressionsanalys av generalindex 1996-1999.

$$R = \alpha_0 + \alpha_1 * D_{mån} + \alpha_2 * D_{tis} + \alpha_3 * D_{ons} + \alpha_4 * D_{tors} + \epsilon$$

Variabel	Koefficient	Beräknad koefficient	Standardfel	t-värde	P
Konstant	$\alpha_0$	0,0017646	0,0009041	1,95	0,051
$D_{mån}$	$\alpha_1$	0,001111	0,001275	0,87	0,384
$D_{tis}$	$\alpha_2$	-0,000642	0,001265	-0,51	0,612
$D_{ons}$	$\alpha_3$	-0,000659	0,001256	-0,52	0,600
<b><math>D_{tor}</math></b>	<b><math>\alpha_4</math></b>	<b>-0,003001</b>	<b>0,001265</b>	<b>-2,37</b>	<b>0,018</b>

I tabell 9 visas hur de individuella variablerna i regressionsmodellen för hälsovårdsbranschen åren 1996-1999 påverkar den beroende variabeln. Även i denna modell är det endast torsdagen som har statistiskt signifikant påverkan på den beroende variabeln.

## Anomalier på den svenska aktiemarknaden 1996 - 2004

**Tabell 9.** Resultat från regressionsanalys av hälsovårdsbranschen 1996-1999.

$$R = \alpha_0 + \alpha_1 * D_{\text{mån}} + \alpha_2 * D_{\text{tis}} + \alpha_3 * D_{\text{ons}} + \alpha_4 * D_{\text{tors}} + \varepsilon$$

Variabel	Koefficient	Beräknad koefficient	Standardfel	t-värde	P
Konstant	$\alpha_0$	0,001077	0,001121	0,96	0,337
$D_{\text{mån}}$	$\alpha_1$	0,001186	0,001582	0,75	0,454
$D_{\text{tis}}$	$\alpha_2$	-0,000077	0,001570	-0,05	0,961
$D_{\text{ons}}$	$\alpha_3$	-0,000380	0,001558	-0,24	0,808
<b><math>D_{\text{tor}}</math></b>	<b><math>\alpha_4</math></b>	<b>-0,003676</b>	<b>0,001570</b>	<b>-2,34</b>	<b>0,019</b>

För generalindex och hälsovårdsbranschen som har P(F)-värden som visar att modellerna har signifikant påverkan undersöks sedan om kontrollvariablerna som utökar modellen höjer modellens påverkan på den förklarande variabeln. Genom att ställa upp och undersöka generalindex (1996-1999) och hälsovård (1996-1999) med alla kontrollvariabler går det att se om några och i så fall vilka av dem som påverkar den förklarande variabeln. För att kontrollvariablerna skall påverka den beroende variabeln och därmed ingå i modellen krävs att de har individuella P(F)-värden som understiger 5%. Detta åskådliggörs i tabell 10 och 11.

**Tabell 10.** Resultat från utökad regressionsanalys av generalindex 1996-1999.

$$R = \alpha_0 + \alpha_1 * D_{\text{mån}} + \alpha_2 * D_{\text{tis}} + \alpha_3 * D_{\text{ons}} + \alpha_4 * D_{\text{tors}} + \alpha_5 * K_{\text{bensin}} + \alpha_6 * K_{\text{ränta, 1-3mån}} + \alpha_7 * K_{\text{ränta, 3-6mån}} + \alpha_8 * K_{\text{ränta, 6-9mån}} + \alpha_9 * K_{\text{ränta, 9-12mån}} + \alpha_{10} * K_{\text{ränta, 1-3år}} + \varepsilon$$

Variabel	Koefficient	Beräknad koefficient	Standardfel	t-värde	P
Konstant	$\alpha_0$	-0,00616	0,01229	-0,50	0,616
$D_{\text{mån}}$	$\alpha_1$	0,001115	0,001278	0,87	0,383
$D_{\text{tis}}$	$\alpha_2$	-0,000620	0,001269	-0,49	0,625
$D_{\text{ons}}$	$\alpha_3$	-0,000652	0,001259	-0,52	0,605
<b><math>D_{\text{tor}}</math></b>	<b><math>\alpha_4</math></b>	<b>-0,003012</b>	<b>0,001268</b>	<b>-2,37</b>	<b>0,018</b>
$K_{\text{bensin}}$	$\alpha_5$	0,001628	0,001383	1,18	0,239
$K_{\text{ränta, 1-3 mån}}$	$\alpha_6$	-0,02558	0,02088	-1,22	0,221
$K_{\text{ränta, 3-6 mån}}$	$\alpha_7$	0,04350	0,03444	1,26	0,207
$K_{\text{ränta, 6-9 mån}}$	$\alpha_8$	-0,01771	0,01771	-1,00	0,317
$K_{\text{ränta, 9-12 mån}}$	$\alpha_9$	-0,004582	0,007927	-0,58	0,563
$K_{\text{ränta, 1-3 år}}$	$\alpha_{10}$	-0,001265	0,001577	-0,80	0,423

Alla kontrollvariablerna som utökade modellen för generalindex i tabell 10 är överflödiga och sänker modellens påverkan på den beroende variabeln. Det innebär alltså att de inte skall vara med i modellen utan att den endast skall utgöras av de ursprungliga dummy-variablerna för veckodagarna.

Även den andra utökade modellen, det vill säga den för hälsovårdsbranschen 1996-1999, försämras vid införandet av kontrollvariabler, se tabell 11. Ingen av variablerna stärker påverkan utan de är alla överflödiga och ska således inte ingå i modellen. Även denna modell ska endast innehålla de ursprungliga dummy-variablerna som består av veckodagar.

## Anomalier på den svenska aktiemarknaden 1996 - 2004

**Tabell 11.** Resultat från utökad regressionsanalys av hälsovårdsbranschen 1996-1999.

$$R = \alpha_0 + \alpha_1 * D_{\text{mån}} + \alpha_2 * D_{\text{tis}} + \alpha_3 * D_{\text{ons}} + \alpha_4 * D_{\text{tors}} + \alpha_5 * K_{\text{bensin}} + \alpha_6 * K_{\text{ränta, 1-3mån}} + \alpha_7 * K_{\text{ränta, 3-6mån}} + \alpha_8 * K_{\text{ränta, 6-9mån}} + \alpha_9 * K_{\text{ränta, 9-12mån}} + \alpha_{10} * K_{\text{ränta, 1-3år}} + \varepsilon$$

Variabel	Koefficient	Beräknad koefficient	Standardfel	t-värde	P
Konstant	$\alpha_0$	0,02165	0,01522	1,42	0,155
$D_{\text{mån}}$	$\alpha_1$	0,001119	0,001583	0,71	0,480
$D_{\text{tis}}$	$\alpha_2$	-0,000142	0,001571	-0,09	0,928
$D_{\text{ons}}$	$\alpha_3$	-0,000398	0,001558	-0,26	0,798
$D_{\text{tor}}$	$\alpha_4$	<b>-0,003642</b>	<b>0,001570</b>	<b>-2,32</b>	<b>0,021</b>
$K_{\text{bensin}}$	$\alpha_5$	-0,000897	0,001712	-0,52	0,600
$K_{\text{ränta, 1-3 mån}}$	$\alpha_6$	0,00814	0,02585	0,31	0,753
$K_{\text{ränta, 3-6 mån}}$	$\alpha_7$	0,02793	0,04263	0,66	0,513
$K_{\text{ränta, 6-9 mån}}$	$\alpha_8$	-0,02941	0,02192	-1,34	0,180
$K_{\text{ränta, 9-12 mån}}$	$\alpha_9$	-0,002968	0,009813	-0,30	0,762
$K_{\text{ränta, 1-3 år}}$	$\alpha_{10}$	-0,002027	0,001953	-1,04	0,300

I tabell 12 visas förklaringsgrader och justerade förklaringsgrader för de utökade modellerna.

**Tabell 12.** Förklaringsgrad och justerad förklaringsgrad för de utökade modellerna.

Bransch	Förklaringsgrad ( $R^2$ )	Justerad förklaringsgrad ( $R^2$ adj)
Generalindex 1996-1999	1,2%	0,8%
Hälsovård 1996-1999	1,1%	0,7%

### 4.3 Ensidig variansanalys – Tukeys metod

Regressionsanalysen visar att det endast är för hälsovårdsbranschen och generalindex som nollhypotesen, att alla veckodagarnas medelvärden är lika, kan förkastas på 95%-nivå. För dessa två fall är det intressant att undersöka vilka veckodagar det är som skiljer sig åt. Därför genomförs ensidig variansanalys med Tukeys metod och 95% simultan konfidensnivå. I tabell 13-16 visas resultaten för hälsovårdsbranschen 1996-1999 och i tabell 17-20 visas resultaten för generalindex för samma period. De konfidensintervall som ej innefattar värdet noll är markerade med fetstil.

**Tabell 13.** Konfidensintervall för hälsovårdsbranschen 1996-1999, måndagar subtraherade.

Måndagar subtraherade från:	Min	Center	Max	Grafisk illustr. av konfidensintervall
Tisdagar	-0,00554	-0,00126	0,00301	(-----*-----)
Onsdagar	-0,00581	-0,00157	0,00268	(-----*-----)
<b>Torsdagar</b>	<b>-0,00913</b>	<b>-0,00486</b>	<b>-0,00059</b>	(-----*-----)
Fredagar	-0,00550	-0,00119	0,00313	(-----*-----)
				-----+----- -0,0050    0,0000    0,0050    0,0100





## 5 Analys

---

*I det här kapitlet analyseras uppsatsens resultat. Kapitlet är strukturerat utifrån de statistiska undersökningarna.*

### 5.1 T-test av veckodagseffekten

Claessons undersökning av veckodagseffekten i Sverige under perioden 1978-1984 visade att genomsnittsavkastningarna var olika stora under olika veckodagar. Måndag och fredag gick bäst, onsdag och torsdag något sämre och tisdagen uppvisade en svagt negativ snittavkastning. Även om undersökningen i denna uppsats påminner om Claessons, är den genomförd med en rad förändringar: t-test för att statistiskt säkerställa skillnader mellan två påföljande veckodagar, branschindelning för att undersöka om olika branscher uppvisar olika resultat samt en något längre studerad tidsperiod. Dessutom har ett annat urval av aktier gjorts.

Resultaten från Claessons undersökning skiljer sig från uppsatsens resultat. Endast i två fall är tisdagens avkastning signifikant lägre än onsdagens avkastning vilket tyder på att tisdagen inte längre uppvisar sämst resultat. Onsdagen uppvisar ett oväntat resultat med ett nästan fördubblat antal år med signifikant skillnad i avkastning jämfört med andra veckodagar då resultaten från alla branscher summeras. Det visar sig emellertid att resultaten inte är överensstämmande med varandra. Avkastningarna under de 27 signifikanta fallen i tabell 6 är utspridda; sexton av gångerna har avkastningen varit signifikant lägre än på torsdagen och elva gånger har den varit signifikant högre. Det går således inte att dra någon slutsats om huruvida marknaden reagerar på något särskilt sätt på onsdagar annat än att avkastningen historiskt sett har fluktuerat mer på onsdagar än under andra veckodagar. Störst skillnad i spridning mellan under- och överavkastning uppvisar torsdagen som i elva av fjorton fall har en signifikant lägre avkastning än fredagar. Detta tyder på att torsdagens avkastning är lägst.

Till skillnad från Claessons slutsats, kommer undersökningen fram till att marknaden i praktiken är effektiv. Ingen bransch uppvisar någon klar avvikelse i avkastning men onsdagens avkastning har störst variationer. De få resultat som påvisas ska dessutom jämföras med det stora antalet observationer.

Det finns en risk att undersökningen ger en felaktig bild av veckodagseffekten eftersom den enbart jämför avkastningen mellan två påföljande veckodagar. Detta problem undviks i den ensidiga variansanalysen. Om resultaten från Claessons studie varit bestående än idag borde

emellertid tisdagen skilja sig från mängden eftersom Claessons undersökning påvisade störst skillnad i avkastning mellan påföljande veckodagar mellan tisdagar och onsdagar.

Den observerade onsdagseffekten verkar ej vara knuten till några speciella branscher. Branschen telekommunikation har totalt sett flest antal år markerade i tabell 6. Andra extremvärden är måndagar i mediabranschen och torsdagar i IT-branschen. Något entydigt mönster går alltså inte att läsa av. Minst antal träffar har industri- och finansbranschen. Här finns signifikanta resultat endast under senare delen av veckan.

### 5.2 *Regressionsanalys av veckodagseffekten*

Tabell 7 visar att det endast är modellerna för generalindex under åren 1996-1999 och hälsovårdsbranschen under åren 1996-1999 som har statistiskt säkerställd påverkan på den beroende variabeln eftersom det endast är de två branscherna som har P(F)-värden som ligger under den signifikanta nivån 5%. Av detta kan slutsatsen dras att det ej går att påvisa att marknaden inte är svagt effektiv i någon av branscherna, utom för hälsovård och generalindex där en veckodagseffekt kan påvisas. Att en statistiskt säkerställd veckodagseffekt påvisas i generalindex beror antagligen på hälsovårdsbranschen, vilken utgör 6,3% av generalindex. En möjlig förklaring är att avkastningen i de övriga branscherna i generalindex tar ut varandra och gör att hälsovårdsbranschens differens medför att en differens uppstår även i generalindex.

#### 5.2.1 **Kontrollvariablernas inverkan**

En analys av den utökade regressionsmodellen med kontrollvariabler visar att ingen av kontrollvariablerna har någon inverkan på den beroende variabeln. Detta innebär att ingen av koefficienterna för kontrollvariablerna är signifikant skilda från noll. Detta visas i tabell 10 för generalindex och tabell 11 för hälsovårdsbranschen. Det går alltså inte att påvisa att veckodagseffekten kan förklaras av varken bensinpriset eller de olika räntorna. Även efter tillägget av kontrollvariablerna går det alltså inte att förkasta nollhypotesen i avsnitt 3.5.2.

De utökade modellerna har en stor skillnad mellan förklaringsgraden och den justerade förklaringsgraden, se tabell 12. Även detta är ett tecken på att kontrollvariablerna är överflödiga enligt avsnitt 3.5.2.

#### 5.2.2 **Generalindex utan kontrollvariabler under perioden 1996-1999**

Modellen för avkastningen för generalindex påverkas, som tidigare nämnts, varken av bensinpriset eller någon av de fem räntorna. Detta innebär att modellen endast består av de grundläggande dummy-variablerna samt residualer. I tabell 8 visas alla ingående variablers P-värden. Det är endast torsdagar som har signifikant påverkan på modellen vilket visar att



koefficienten för torsdagar är statistiskt signifikant skild från noll. Torsdagens koefficient korrigeras för modellens konstant vilket ger värdet  $-0,12364\%$  ( $-0,3001\%+0,17646\%$  enligt tabell 8) som skall visa den förväntade avkastningen för valfri torsdag inom tidsperioden 1996-1999.

### 5.2.3 Hälsovårdsbranschen utan kontrollvariabler under perioden 1996-1999

Inte heller modellen för avkastningen för hälsovårdsbranschen påverkas av räntor eller bensinpris utan består endast av den grundläggande modellen med veckodagar och residualer. Tabell 9 visar att det även i hälsovårdsbranschen endast är torsdagen som har en statistisk signifikant påverkan på den beroende variabeln. Torsdagen har en avkastning på  $-0,2599\%$  ( $-0,3676\%+0,1077\%$  enligt tabell 9).

### 5.3 Ensidig variansanalys av veckodagseffekten – Tukeys metod

Av de tjugo regressionsanalyserna är det endast två fall där nollhypotesen kan förkastas på 95%-nivån, det vill säga där det går att förkasta att alla medelvärden är lika. Dessa är hälsovårdsbranschen för perioden 1996-1999 samt generalindex för samma period. Tukeys ensidiga variansanalys av dessa fall visar att det för hälsovårdsbranschen endast är måndagar jämfört med torsdagar som uppvisar en signifikant skillnad på 95% simultan konfidensnivå. Torsdagar har signifikant lägre procentuell avkastning än måndagar. Konfidensintervallet för  $\mu_{\text{må}} - \mu_{\text{to}}$  är 0,000590 till 0,00913, det vill säga måndagar ger i genomsnitt en avkastning som är mellan 0,059% och 0,913% högre än torsdagar. Även för generalindex är det endast måndagar jämfört med torsdagar som uppvisar en signifikant skillnad. Torsdagar har signifikant lägre avkastning än måndagar men inte jämfört med övriga veckodagar. Konfidensintervallet för denna differens är 0,067% till 0,756%. Dessa konfidensintervall ligger alltså mycket nära att innefatta nollan, vilket i så fall skulle ha inneburit att nollhypotesen inte kunde förkastats.

Intressant är också att det i de båda fallen endast är torsdagar jämfört med måndagar som är signifikant skilda från varandra, och inte några andra, till exempel tisdagar eller onsdagar jämfört med torsdagar. Detta betyder att tisdagarnas, onsdagarnas och fredagarnas värden med nödvändighet ligger mellan måndagarnas och torsdagarnas värden. Detta framgår även av den grafiska illustrationen av konfidensintervallen i tabell 13 till 20. Dessa åskådliggör att måndagarnas värde är högst, sen sjunker det något på tisdagarna och ytterligare något på onsdagarna. Ingen av differenserna är dock så pass stora att en signifikant skillnad kan påvisas. Torsdagarnas avkastning är ytterligare lägre och har därmed sjunkit så mycket att en signifikant skillnad mellan måndagarnas och torsdagarnas avkastning kan påvisas. Fredagarnas värde är högre än torsdagarnas men skillnaden är inte signifikant. Slutsatsen blir att en liten skillnad mellan veckodagarna finns. Måndagarnas värde är högst och därefter sjunker avkastningen

under veckans dagar fram till torsdagarnas värde som är lägst för hela veckan. Därefter stiger förändringen åter på fredagar upp till måndagarnas värde. Förändringarna mellan alla dagar förutom måndagar och torsdagar är dock så små att det inte på 95% signifikansnivå går att förkasta nollhypotesen att deras medelvärden är lika.

### 5.4 Jämförelse med tidigare studier

T-testet påvisar en ökad fluktuation i avkastning mellan onsdagar och torsdagar under perioden 1996-2004. Torsdagen har störst skillnad mellan antalet under- och överavkastningar enligt terminologin i tabell 6. Regressionsanalys och ensidig variansanalys pekar ensamt ut hälsovårdsbranschen och generalindex under perioden 1996-1999 och då i synnerhet måndagens avkastning kontra torsdagens enligt den ensidiga variansanalysen.

I litteraturstudierna har torsdagen inte pekats ut som den dag med störst avvikelse i avkastning. Däremot finns viss likhet med Keefs & Rouschs resultat som visar att en helgdagseffekt existerat på börserna under en period för att sedan försvinna<sup>47</sup>.

Det stora flertalet av uppsatsens resultat pekar istället på att det inte går att påvisa någon veckodagseffekt på den svenska aktiemarknaden. Inga av uppsatsens signifikanta resultat innefattar heller förhållandet mellan måndag och föregående fredag. Någon måndagseffekt kan alltså inte heller påvisas. Dessa resultat överensstämmer med flera andra studier, se tabell 3.

### 5.5 Marknadens effektivitet

Det visar sig vara svårt att påvisa ett klart samband mellan veckodagseffekter och branschindelningar under undersökningsperioden. Funderingar kring huruvida de få resultat som erhållits beror på slump eller mätfel snarare än faktiskt påvisade anomalier stärker antagandet om att marknaden är åtminstone svagt effektiv. I enlighet med våra resultat ska en svagt effektiv marknad uppvisa aktieprisförändringar som inte går att förutse. I stort är detta vad som observerats. Denna slutsats om den svenska aktiemarknadens svaga effektivitet gör däremot inte anspråk på att avgöra huruvida effektiviteten på marknaden dessutom är halvstark eller till och med stark.

---

<sup>47</sup> Keef, S. & Rousch, M. (2005)

### 5.6 *Transaktionskostnader*

I samma stund som en anomali upptäcks borde den försvinna eftersom det samtidigt har uppstått en möjlighet till överavkastning. Det krävs dock att effekten av anomalin är tillräckligt stor för att en överavkastning skall vara möjlig. Om spreaden tillsammans med transaktionskostnaderna är större än anomalin tillåts anomalin att vara kvar på börsen. Detta skulle kunna förklara varför det finns vissa anomalier trots att marknaden är effektiv.

## 6 Slutsats

---

*Kapitlet presenterar kortfattat viktiga resultat och ger förslag på lösningar till uppsatsens problemformulering.*

Undersökningen av veckodagseffekten på den svenska aktiemarknaden utifrån en branschindelning visar att den ineffektivitet som Claesson beskriver 1987 inte längre kan påvisas. I ett enkelt t-test utmärker sig torsdagen mest genom att ha störst skillnad i spridning mellan under- och överavkastning. Onsdagen verkar uppvisa en större fluktuation i avkastning än övriga veckodagar.

Enligt regressionsanalysen genomförd i två delperioder (1996-1999 och 2000-2004) på nio branscher samt generalindex är det endast i två fall, hälsovårdsbranschen och generalindex under 1996-1999, som det går att påvisa en statistiskt säkerställd påverkan på den beroende variabeln. Endast torsdagen uppvisar en signifikant skillnad i avkastning i de båda fallen. Nollhypotesen om lika avkastning varje veckodag måste accepteras för alla övriga fall. Kontrollvariabler (fem olika räntor samt bensinpris) läggs till regressionsmodellen utan att ge någon förstärkande effekt i något av de signifikanta fallen, vilket innebär att kontrollvariablerna inte kan förklara den påvisade variationen i avkastning.

Hälsovårdsbranschen och generalindex undersöks även med ensidig variansanalys för perioden 1996-1999. Resultatet blir en väldigt knapp signifikant skillnad i avkastning mellan måndagar och torsdagar, där måndagarnas avkastning är högre än torsdagarnas. Detta innebär att tisdagarnas, onsdagarnas samt fredagarnas avkastning antar värden mellan de för måndagarna och torsdagarna.

De statistiska testerna visar följaktligen att det under perioden 1996-2004 endast i ett fåtal fall går att påvisa en veckodagseffekt i olika branscher på den svenska aktiemarknaden. Nollhypotesen om lika avkastning under veckodagarna accepteras i de flesta fall vilket tyder på att den svenska aktiemarknaden är åtminstone svagt effektiv.

## Källförteckning

---

### Litteratur

Andersson, Iwona & Einarsson, Torbjörn (2003) *Veckodagseffekten på Stockholmsbörsen*, Lund: Företagsekonomiska Institutionen

Arnold, Glen (2002) *Corporate Financial Management*, Essex: Prentice Hall

Berenson, Mark & Levine, David (1992) *Basic Business Statistics Concepts and Applications*, New Jersey: Prentice Hall

Campbell, John Y, Lo, Andrew W & MacKinley, Craig (1997) *The Econometrics of Financial Markets*, New Jersey: Princeton University Press

Claesson, Kerstin (1987) *Effektiviteten på Stockholms fondbörs*, Stockholm: EFI

Haugen, Robert (2001) *Modern Investment Theory*, New Jersey: Prentice Hall

Jacobsen, Dag Ingvar (2002) *Vad, hur och varför?*, Lund: Studentlitteratur

Körner, Svante (1987) *Statistisk dataanalys*, Lund: Studentlitteratur

Montgomery, Douglas (2001) *Design and Analysis of Experiments, 5th ed*, New York: John Wiley & Sons

Patel, Runa & Davidsson, Bo (1994) *Forskningsmetodikens grunder*, Lund: Studentlitteratur

Sörensson Erik & Stiernstedt, Nils (2004) *En studie av säsongsanomalier på den svenska aktiemarknaden*, Lund: Nationalekonomiska Institutionen

Vinell, Lars & De Ridder, Adri (1990) *Aktiers avkastning och risk Teori och praktik*, Stockholm: Nordstedts Förlag

### Artiklar

Aggarawal, Raj, Mehdiian, Seyed & Perry Mark *Day-of-the-week regularities and their higher moments in the futures market*, American Business Review 21. 2003. s.47

Chen, Honghui & Singal, Vijay *Role of Speculative Short Sales in Price Formation: the case of the weekend effect*, Journal of Finance 58. 2003. s.685

Coutts, Andrew & Sheikh Mohamed *The anomalies that aren't there: the weekend, January and pre-holiday effects on the all gold index on the Johannesburg Stock Exchange 1987-1997*, Applied Financial Economics 12. nr 12. 2002. s.863

Fama, Eugene *The behaviour of Stock-Market Prices*, Journal of Business 38. 1965. s.34

Fama, Eugene *Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work*, Journal of Finance 25. 1970. s.383

French, Kenneth *Stock returns and the weekend effect*, Journal of Financial Economics 8. 1980. s.55

Gibbons, Michael & Hess, Patrick *Day of the week effects and assets returns*, Journal of Business 54. nr 4. s.579

Keef, Stephan & Rousch, Melvin *Day-of-the-week effects in the pre-holiday returns of the Standard & Poor's 500 stock index*, Applied Financial Economics, 2005. s. 107

Keim, Donald & Stambaugh, Robert *A Further Investigation Of The Weekend Effect In Stock Returns*, Journal of Finance 39. 1984. s. 819

Rogalski, Richard *New findings Regarding Day-of-the-Week Returns over trading and non-trading periods*, Journal of Finance 39. 1984. s. 1603

Rogalski, Richard & Oldfield, George *A theory of common stock returns over trading and non-trading periods*, Journal of finance 35. 1980. s.729

Sun, Qian & Tong, Wilson *Another new look at the Monday effect*, Journal of Business Finance & Accounting, 2002. s.1123

Wang,Ko, Yuming, Li &, Erickson, John *A new look at the Monday effect*, Journal of Finance 52. 1997. s.2171

#### **Elektroniska artiklar**

Aronsson, Cecilia *Överlista aktiemarknaden (2004)*

<http://di.se/Nyheter/?page=%2fAvdelningar%2fArtikel.aspx%3fO%3dIndex%26ArticleId%3d2004%5c07%5c30%5c112525,050407>

Wigand, Rolf *Electronic commerce: Definition, theory, and context (1997)*

<http://www.metapress.com/media/G1KVPHWAC6T3BCUTMTFG/Contributions/5/8/Y/8/58Y8VH89RA0FN6J1.pdf,050416>

#### **Muntliga källor**

Jakob Bergman, Statistiska Institutionen vid Lunds Universitet, 050418

Pierre Carbonnier, Statistiska Institutionen vid Lunds Universitet, 050509

Tore Eriksson, Institutionen för företagsekonomi, Lunds Universitet, 050214

#### **Internet**

Affärsvärlden

[www.afv.se](http://www.afv.se), 050411

Affärsvärlden

[bors.affarsvarlden.se/mainafvinfo.asp?settings=afv](http://bors.affarsvarlden.se/mainafvinfo.asp?settings=afv), 050517

Finansinspektionen

[www.fi.se](http://www.fi.se), 050415

Nationalencyklopedin

[www.ne.se/jsp/search/article.jsp?i\\_art\\_id=292172&i\\_word=Reliabilitet](http://www.ne.se/jsp/search/article.jsp?i_art_id=292172&i_word=Reliabilitet), 050520

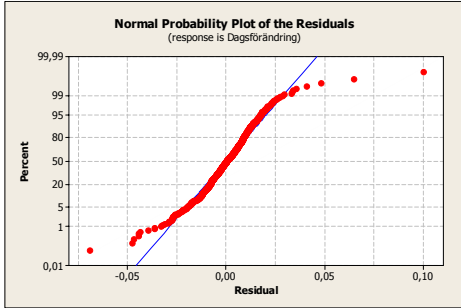
[www.ne.se/jsp/search/article.jsp?i\\_art\\_id=115299&i\\_word=anomali](http://www.ne.se/jsp/search/article.jsp?i_art_id=115299&i_word=anomali), 050522

SIX

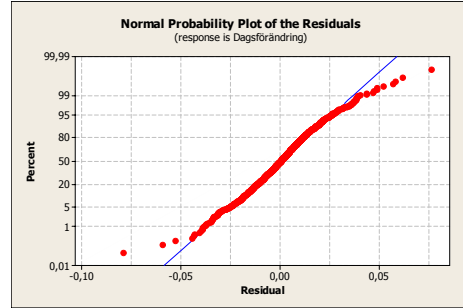
[www.six.se](http://www.six.se), 050414

## Bilaga A - Resultat av normalitetstest

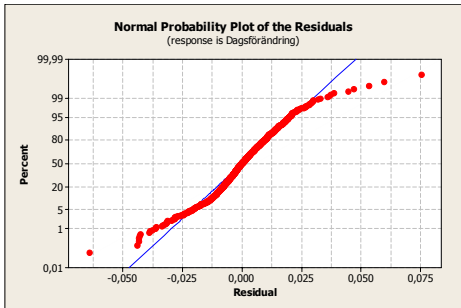
Generalindex 1996-1999



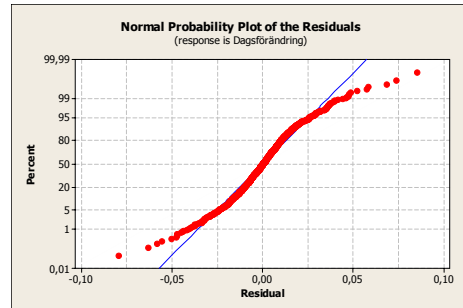
Generalindex 2000-2004



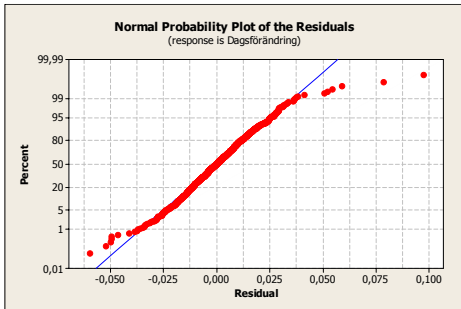
Finans 1996-1999



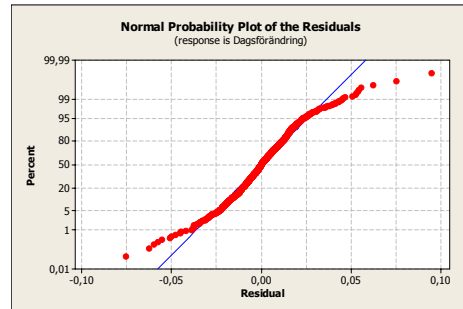
Finans 2000-2004



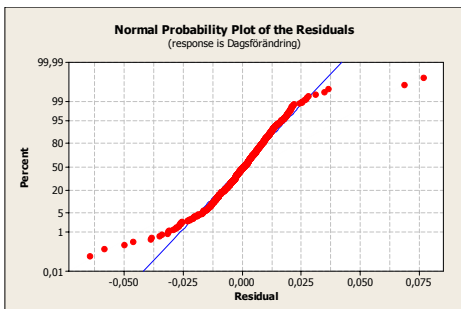
Häsovård 1996-1999



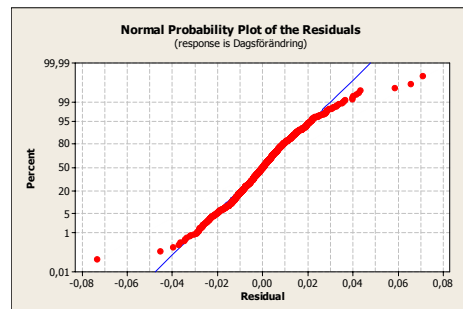
Häsovård 2000-2004



Industri 1996-1999

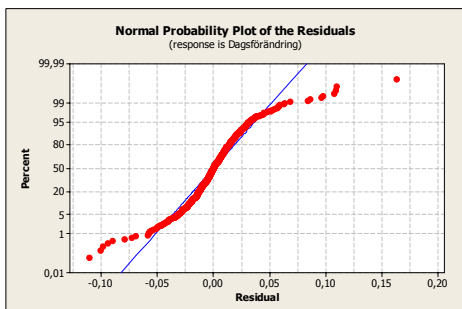


Industri 2000-2004

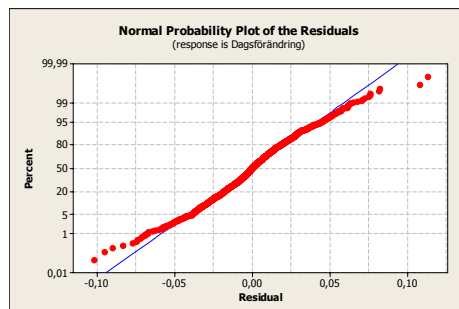


# Anomalier på den svenska aktiemarknaden 1996 - 2004

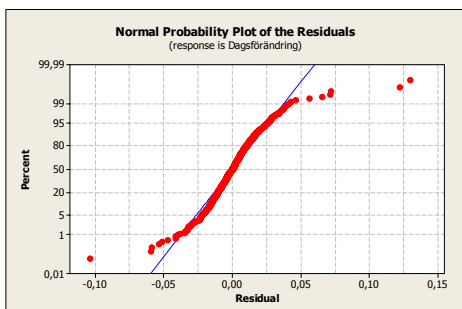
## IT 1996-1999



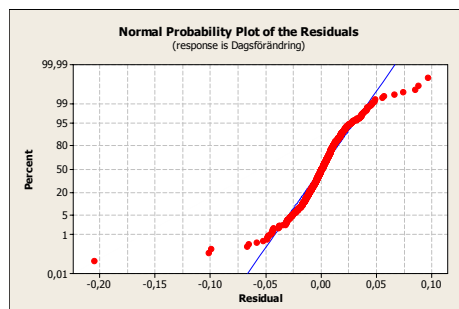
## IT 2000-2004



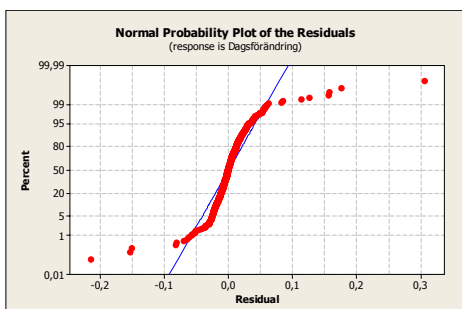
## Konsumentvaror 1996-1999



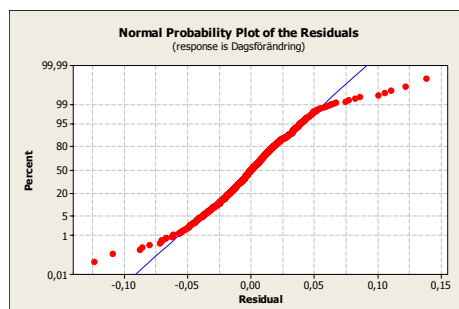
## Konsumentvaror 2000-2004



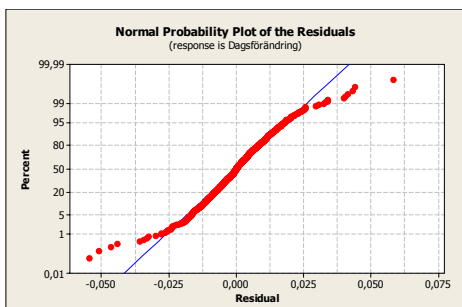
## Media 1996-1999



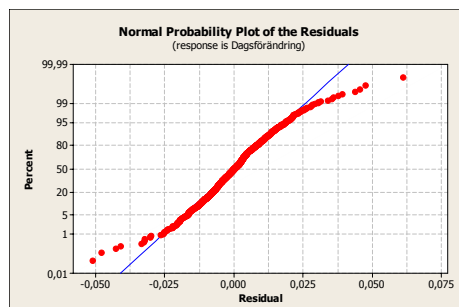
## Media 2000-2004



## Råvaror 1996-1999



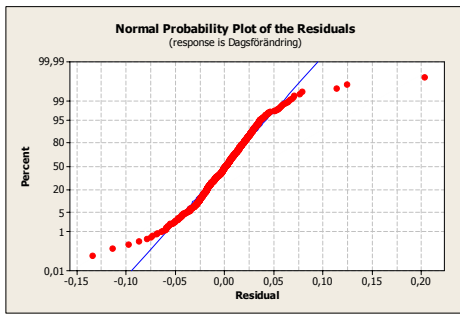
## Råvaror 2000-2004



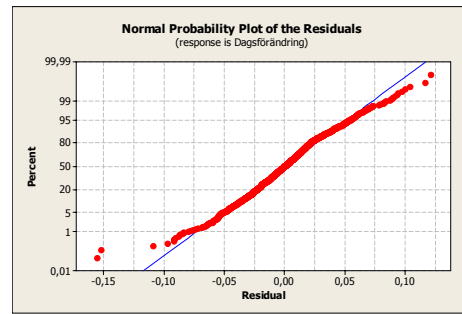


# Anomalier på den svenska aktiemarknaden 1996 - 2004

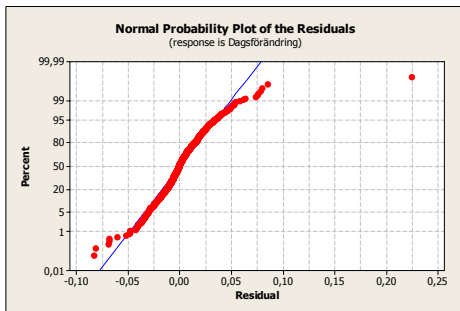
## Telekommunikation 1996-1999



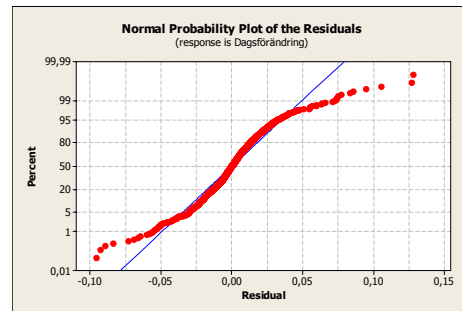
## Telekommunikation 2000-2004



## Tjänster 1996-1999



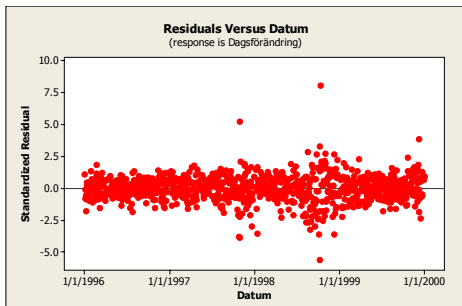
## Tjänster 2000-2004



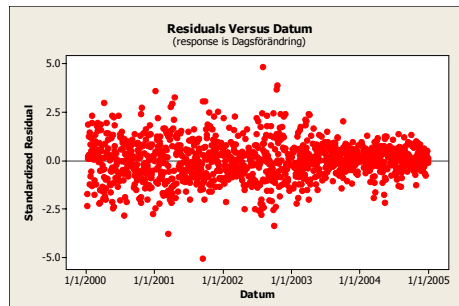
## Bilaga B - Resultat av homoscedasticitetstest

Regressionsmodeller utan kontrollvariabler:

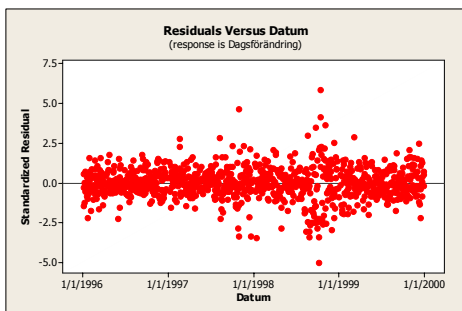
Generalindex 1996-1999



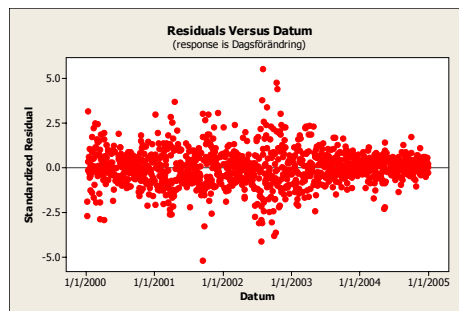
Generalindex 2000-2004



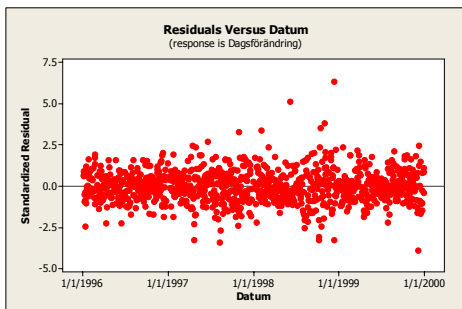
Finans 1996-1999



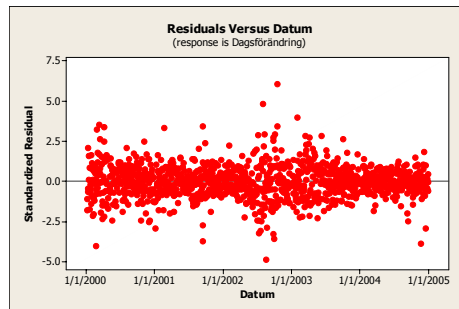
Finans 2000-2004



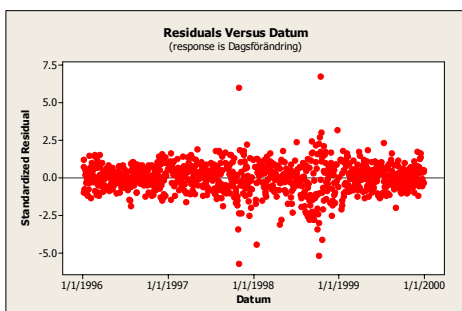
Hälsovård 1996-1999



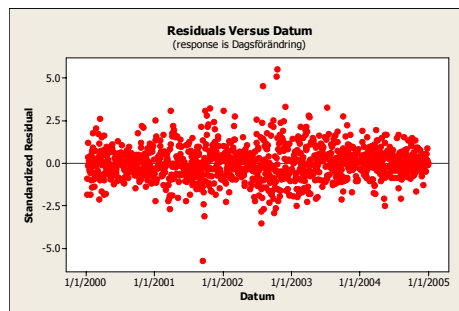
Hälsovård 2000-2004



Industri 1996-1999

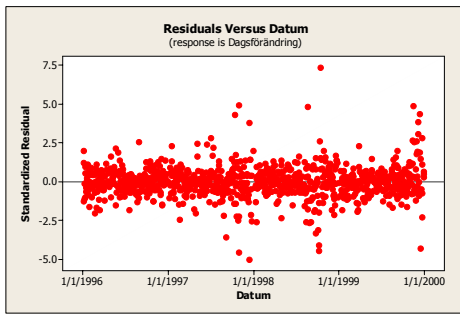


Industri 2000-2004

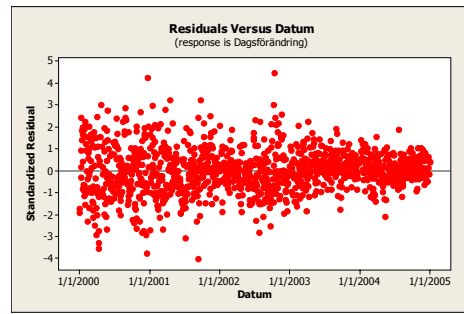


# Anomalier på den svenska aktiemarknaden 1996 - 2004

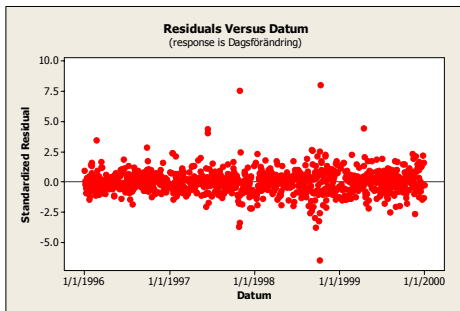
## IT 1996-1999



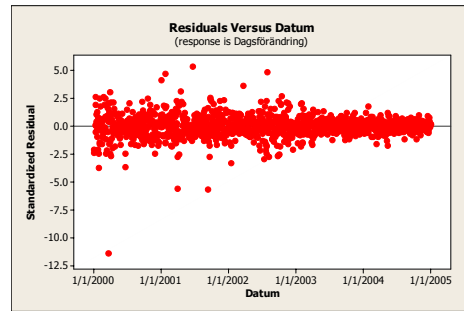
## IT 2000-2004



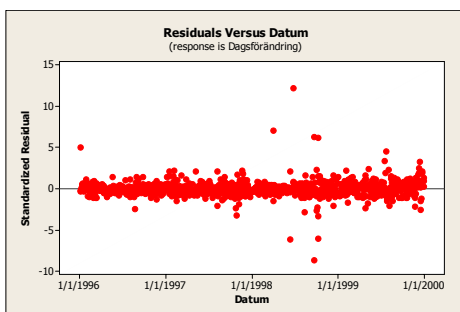
## Konsumentvaror 1996-1999



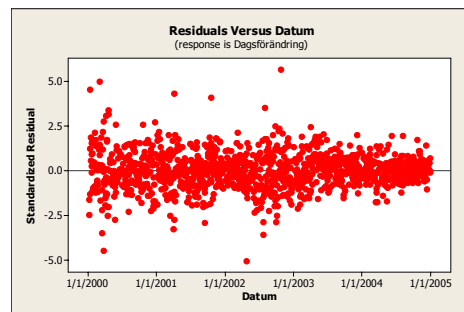
## Konsumentvaror 2000-2004



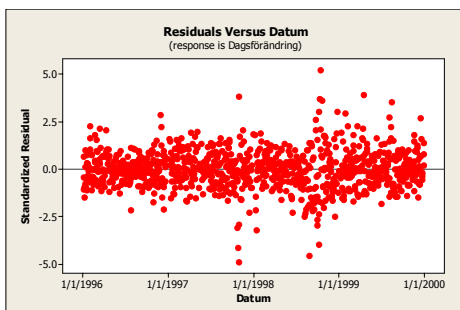
## Media 1996-1999



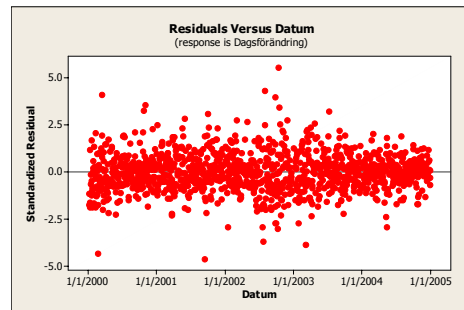
## Media 2000-2004



## Råvaror 1996-1999

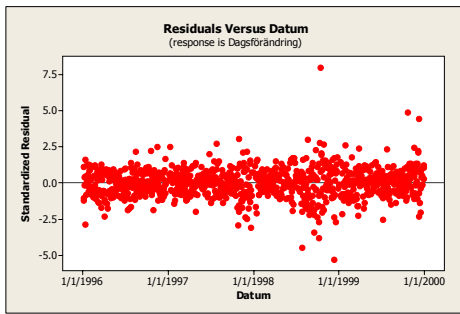


## Råvaror 2000-2004

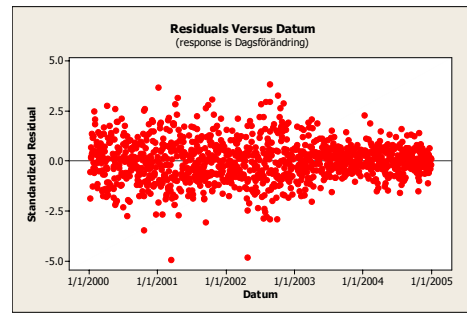


# Anomalier på den svenska aktiemarknaden 1996 - 2004

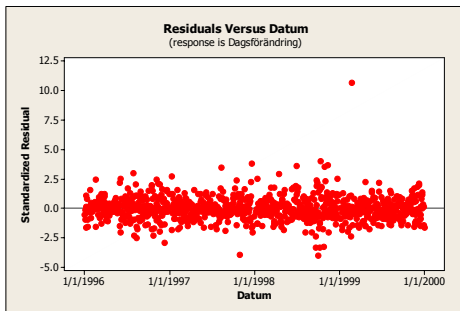
## Telekommunikation 1996-1999



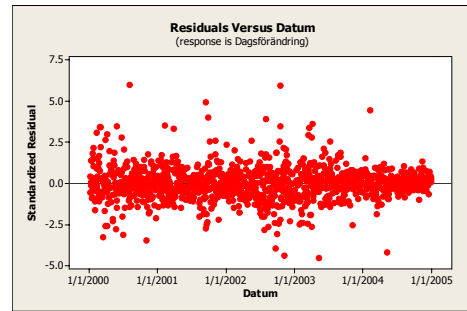
## Telekommunikation 2000-2004



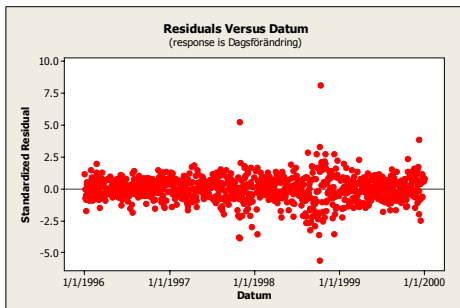
## Tjänster 1996-1999



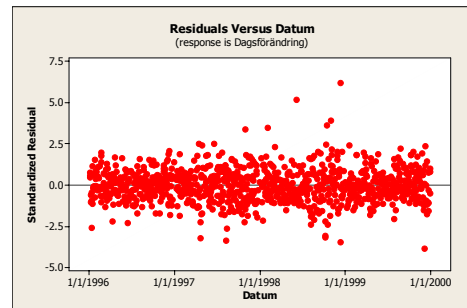
## Tjänster 2000-2004



## Regressionsmodeller med kontrollvariabler: Generalindex 1996-1999



## Hälsovård 1996-1999



## Bilaga C – Korrelationsmatris för kontrollvariablerna

---

	Bensin	Ränta 1-3 mån	Ränta 3-6 mån	Ränta 6-9 mån	Ränta 9-12 mån
Ränta, 1-3 mån	-0,149	-	-	-	-
Ränta, 3-6 mån	-0,201	0,590	-	-	-
Ränta, 6-9 mån	-0,070	0,308	0,873	-	-
Ränta, 9-12 mån	0,132	0,079	0,539	0,641	-
Ränta, 1-3 år	-0,133	0,118	0,216	0,061	0,138