



**Företagsekonomiska institutionen
EKONOMIHÖGSKOLAN VID
LUNDS UNIVERSITET**

**FEK 582
Kandidatuppsats
VT 2005**

Anomalier på den svenska obligationsmarknaden
– en undersökning av månadseffekter och konjunktorens inverkan

Handledare:
Göran Anderson
Maria Gårdängen

Författare:
Lana Avdic
Emina Resulovic
Daniel Zalecki

Sammanfattning

- Titel:** Anomalier på den svenska obligationsmarknaden – en undersökning av månadseffekten och konjunktorens inverkan.
- Seminariedatum:** 2 juni 2005
- Ämne/kurs:** FEK582, Kandidatuppsats, 10 poäng
- Författare:** Lana Avdic, Emina Resulovic, Daniel Zalecki
- Handledare:** Göran Anderson, Maria Gårdängen
- Nyckelord:** Månadseffekten, oktobereffekten, konjunkturen, statsobligationer, effektiva marknadshypotesen
- Syfte:** Syftet med denna uppsats är att undersöka om några månadseffekter förekommer på den svenska obligationsmarknaden samt om denna effekt påverkas av konjunktursvängningarna. På så sätt hoppas vi kunna framlägga ytterligare forskning som bidrar till debatten om den sedan länge omdiskuterade effektiva marknadshypotesen.
- Metod:** Utgångspunkten i denna uppsats är den kvantitativa metodansatsen, rättare sagt multipel regressionsanalys och dess hypotestester.
- Litteraturgenomgång:** Kapitlet baseras på befintliga teorier och modeller relevanta för detta område, så som teorin om den effektiva marknadshypotesen och multipel regressionsanalys. Här redogör vi också för befintlig forskning inom området.
- Empiri:** I detta kapitel redogör vi för de resultat som erhålls från de utförda signifikanstesterna. Signifikanstesten utförs för att se om månadseffekterna och konjunkturen har en inverkan på obligationsavkastningen.
- Slutsatser:** Utifrån de empiriska resultaten kan vi fastställa att de undersökta statsobligationerna visar högre avkastning i oktober förutsatt att det råder lågkonjunktur. När endast månadseffekten undersöks (utan hänsyn till lågkonjunktur) visar endast de tvååriga statsobligationerna på en signifikant överavkastning i april och juni. Vi kommer också fram till att lågkonjunkturen har en negativ inverkan på månadsavkastningarna för de tio- och femåriga statsobligationerna. Fortsättningsvis diskuterar vi den effektiva marknadshypotesens hållbarhet utifrån våra resultat.

Abstract

- Title:** Anomalies on the Swedish bond market – an examination of the monthly effects and the influence of the business cycle.
- Seminar date:** June 2, 2005
- Course:** Bachelor thesis in business administration, 10 Swedish Credits (15 ETCS)
- Authors:** Lana Avdic, Emina Resulovic, Daniel Zalecki
- Advisor/s:** Göran Anderson, Maria Gårdängen
- Key words:** Monthly effects, business cycle, October effect, government bonds, the efficient market hypothesis
- Purpose:** The purpose of this bachelor thesis is to examine if any monthly effects exist on the Swedish bond market and if these are influenced by the business cycle. Thus we hope to be able to provide further research that contributes to the debate concerning the efficient market hypothesis.
- Methodology:** The starting point for this paper is the quantitative research method, more precisely, the multiple regression model and its hypothesis tests.
- Theoretical perspectives:** This chapter is based on existing theories and models that are relevant regarding this subject, e.g. the theory behind the efficient market hypothesis and the multiple regression analysis. In this section we also review some articles on existing research within this area.
- Empirical foundation:** Here we present the received results from the significance tests. These are conducted in order to see if the monthly effects and the business cycle have an impact on the bond returns.
- Conclusion:** Our conclusion based on the received empirical results is, that the examined government bonds (10, 5 and 2 years) exhibit higher returns in times of contractions for October. When only the monthly impact is examined (with no regard to contractions in the business cycle), only the 2-year government bonds show a significantly higher return in April and June. When testing only for contractions in the business cycle, the results demonstrate a negative impact on the monthly returns for the 10- year and the 5- year government bonds. Finally we discuss the durability of the efficient market hypothesis durability

Innehållsförteckning

1. INLEDNING	5
1.1 BAKGRUND	5
1.2 BEFINTLIG FORSKNING	6
1.3 PROBLEMDISKUSSION	8
1.4 PROBLEMSTÄLLNING	9
1.5 SYFTE.....	9
1.6 AVGRÄNSNINGAR	9
1.7 MÅLGRUPP.....	10
2. METOD	11
2.1 METODHISTORIK INOM OMRÅDET	11
2.2 VAL AV METOD.....	11
2.3 PRAKTISKT TILLVÄGAGÅNGSSÄTT	12
2.3.1 <i>Utgångspunkten</i>	12
2.3.2 <i>Uppställningen av databasen</i>	13
2.3.3 VÅRT STATISTISKA TILLVÄGAGÅNGSSÄTT	14
2.3.4 SPECIFIKATIONSTEST OCH KORRIGERINGAR	15
3. LITTERATURGENOMGÅNG.....	20
3.1 EFFEKTIVA MARKNADSHYPOTSESN	20
3.2 SÄSONGSEFFEKTER.....	21
3.3 FÖRHÅLLET MELLAN KONJUNKTUR OCH OBLIGATIONER.....	24
3.4 MULTIPEL REGRESSIONSANALYS	28
3.5 DUMMYVARIABLER	29
3.6 HYPOTESTEST	30
4. EMPIRI.....	31
4.1 TIOÅRIGA STATSOBLIGATIONER.....	31
4.1.1 <i>Test och justering för normalfördelningen</i>	31
4.1.2 <i>Test för heteroskedasticitet</i>	32
4.1.3 <i>Test för autokorrelation</i>	32
4.1.4 <i>Den justerade regressionen</i>	33
4.2 FEMÅRIGA STATSOBLIGATIONER.....	35
4.2.1 <i>Test och justering för normalfördelningen</i>	35
4.2.2 <i>Test för heteroskedasticitet</i>	36
4.2.3 <i>Test för autokorrelation</i>	36
4.2.4 <i>Den justerade regressionen</i>	36
4.3 TVÅÅRIGA STATSOBLIGATIONER	38
4.3.1 <i>Test och justering för normalfördelningen</i>	38
4.3.2 <i>Test för heteroskedasticitet</i>	38
4.3.3 <i>Test för autokorrelation</i>	39
4.3.4 <i>Den justerade regressionen</i>	39
5. ANALYS.....	41
6. SLUTSATS.....	46
6.1 AVSLUTANDE KOMMENTARER	46
6.2 FÖRSLAG TILL VIDARE FORSKNING	47
7. KÄLLOR.....	48

1. Inledning

Det här kapitlet är ämnat åt att ge läsaren en inblick i vad uppsatsen handlar om. Kapitlet inleds med en bakgrund av ämnet som vi ska studera. Det följs av en problemdiskussion, problemformulering samt syfte med forskningsområdet. Slutligen tar vi i detta kapitel upp de avgränsningar som vi gör i uppsatsen.

1.1 Bakgrund

Hypotesen om den effektiva marknaden (EMH i fortsättningen) påstår att det inte är möjligt att göra överavkastning på marknaden (Fama 1970). Ändå är det många investerare som lyckas slå marknaden och tjäna stora summor pengar. Hur är detta möjligt? Finns det några samband mellan överavkastningen och informationen på marknaden eller handlar det bara om instinkter och magkänsla?

Eugene F. Fama, professor i finans vid University of Chicago, är fortfarande övertygad om att EMH håller. Han menar att EMH kan förkastas först när man funnit en alternativ teori som bevisas vara bättre. Denna teori, som enligt Fama ännu inte finns (Fama 1998), måste beskriva problemen på finansmarknaden på ett bättre sätt än vad EMH gör. Hypotesen om den effektiva marknaden har stor betydelse för den finansiella marknaden (Elton et al 2003). Enligt den ska priset återspegla all tillgänglig information. EMH är uppdelad i tre kategorier: svag, semistark och stark form (Fama 1991). Den svaga formen testar om all historisk information till fullo återspeglas i dagens pris. Den semistarka formen testar om all offentligt tillgänglig information återspeglas i priset. Den starka formen testar om all tillgänglig information, vare sig den är privat eller offentlig, återspeglas i priset (Elton et al 2003).

Trots den utbredda tilltron till marknads effektivitet har många hävdade att denna hypotes inte håller och vidare menat att avvikelser av olika slag har kunnat urskiljas på marknaden. För att visa detta har ett stort antal undersökningar gjorts och en del empiriska studier har

påvisat att det i själva verket finns olika anomalier som ger upphov till överavkastningar på finansmarknaden.¹

Nedan diskuterar vi säsongseffekterna och forskningen kring dessa. Motiveringen till varför vi väljer att även ta upp aktier är att de fungerar som en slags utgångspunkt. Vid genomgången av litteratur har vi uppmärksammat att en betydligt större andel forskning inom detta område har gjorts på aktier. Senare utvecklades forskningen till att omfatta även andra marknader, såsom obligationsmarknaden. Många av forskningsrapporterna som behandlar obligationsmarknaden refererar till studier gjorda på aktiemarknaden för att ge en fullständig introduktion av ämnet. Därav anser vi att läsaren, inte minst i denna uppsats, bör bilda sig en uppfattning om historiken bakom säsongseffekterna på aktiemarknaden, att gå tillbaka till ursprungsforskningen, för att kunna få en helhetsbild.

1.2 Befintlig forskning

En av de mest kända säsongsanomalierna är den s.k. Januarieseffekten (Haugen & Jorion 1996). En av de första som belyste detta fenomen var Wachtel (1942). Denne följdes av ett stort antal forskare som fortsatte granskningen av de faktorer som kunde ligga till grund för effekten. Rozeff och Kinney (1976) visar att avkastningen på aktier i januari är betydligt större än under andra månader samt observerade att detta är fallet i små bolag. Dessutom kan informationsflödet vara en tänkbar förklaring då bokslutet sammanfaller med årsskiftet. Kohers and Kohli (1991) finner däremot att januarieseffekten inte enbart kan förklaras med småbolagshypotesen då deras studie visar att en januarieseffekt är närvarande även hos stora bolag. De kommer likaså fram till att den höga avkastningen i januari varken beror på tidsperioden eller industrierna som man undersöker. Reinganum (1983) hävdar att det istället är skatteförlusthypotesen som förklarar den höga januariavkastningen. Aktieägare säljer sina förlustaktier i slutet av året för att dra nytta av den skattereduktion som uppstår då man ställer kapitalförlusterna mot eventuella kapitalvinster. Avyttringen av aktierna ger upphov till att aktiepriserna pressas ner i slutet av året. När det nya skatteåret inträder försvinner denna effekt och priserna går tillbaka till sitt riktiga marknadsvärde. Gultekin & Gultekin (1983) finner emellertid, i sin studie av 16 länder, att januarieseffekten existerar i femton av dessa trots

¹ Olika källor diskuteras nedan i avsnitt 1.2

att ländernas skatteår börjar vid olika tidpunkter på året. Detta skulle vidare utesluta skatteförlusthypotesen som motivering till januarieffekten.

Ett flertal studier har även gjorts gällande förekomsten av januarieffekten på obligationsmarknaden. Al-Khazali (2001) finner i sin studie att det förekommer en kraftig januarieffekt på marknaden för obligationer med hög avkastning. Chang and Pinegar (1986) undersöker i sin rapport amerikanska långfristiga företagsobligationer. Även de kommer fram till att januarieffekten finns samt att denna effekt blir starkare allteftersom obligationens kreditvärdering blir lägre. Jordan & Jordan (1991) undersökte den amerikanska obligationsmarknaden under perioden 1963-1986. I slutsatsen konstateras att en januarieffekt inträffar för Dow Jones Composite Bond Average. Ytterligare en forskare som ägnar sig åt detta ämne är Smith (2002). I sin rapport undersöker han bl.a. statsobligationer i USA, Kanada, Storbritannien, Tyskland, Frankrike och Japan. Hans resultat visar att januarieffekten förekommer på alla marknader förutom den japanska.

Forskarna Chan & Wu (1993) undersöker om de cykliska konjunktursvängningarna i ekonomin har en inverkan på månadsavkastningen för de amerikanska obligationerna. Bland annat kommer forskarna fram till att en överavkastning inträffar i kombination med lågkonjunktur. Motsvarande effekt påvisas inte under högkonjunktur.²

Ovanstående är delvis tecken eller bevis för att en effektiv marknadshypotes existerar, dels för att marknaden är ineffektiv och att långvariga anomalier finns. Som vi kan se har forskarna inte kunnat enas om en gemensam teori gällande marknadens effektivitet. Frågan kvarstår fortfarande om en enhetlig syn på denna problematik någonsin kommer att uppnås.

² Mer om denna artikel i avsnitt 3.2

1.3 Problemdiskussion

'Seasonal variations are impossible...If a seasonal variation in stock prices did exist, general knowledge of its existence would put an end to it.'

(Källa:Reipe 2001)

Ovanstående påstående skrevs redan för 75 år sedan av Richard N. Owens och Charles O. Hardy (Riepe 2001). En del av de följande empiristerna håller med om detta och menar på att marknaden är effektiv medan andra menar att marknaden inte är det. Motståndarna till EMH försöker ständigt hitta nya hypoteser som bevisar att EMH inte stämmer. Genom att undersöka förekomsten av anomalier på den finansiella marknaden hoppas vi kunna få en klarare bild om den effektiva marknadshypotesen och dess trovärdighet.

Vi finner, i vår sökning av befintlig forskning, att flera forskare framlägger bevis som stödjer argumentet att teorin bakom den effektiva marknaden spricker då dessa i sina studier konstaterar att ett flertal säsongeffekter förekommer på marknaden. De undersökningar som finns fokuserar i de flesta fall på den amerikanska aktie- och obligationsmarknaden. Givet detta har vi fog att tro att en studie gjord på den svenska obligationsmarknaden skulle ge ett nytt bidrag i debatten om säsongeffekternas förekomst.

Som vi redogör för i avsnitt 1.2, har många studier endast januarieffekten som föremål för undersökningen. Följaktligen redovisar man i resultaten om denna effekt har kunnat påvisas eller ej. Därmed tar man ofta inte hänsyn till de övriga månadernas eventuella påverkan på avkastningen. Vi anser därför att det är mer givande att undersöka samtliga månaders påverkan på obligationsavkastningen för att avgöra om någon annan månad, förutom januari, uppvisar avvikande avkastningar.

Konjunktorens utveckling har en stor betydelse för alla länders ekonomi. Då det råder högkonjunktur i Sverige dämpas ekonomin genom att Riksbanken höjer reporäntan, medan man vid lågkonjunktur sänker densamma för att stimulera ekonomin i landet (Riksbankens hemsida 2005). När reporäntan ändras påverkas också marknadsräntan som i sin tur direkt

påverkar priset och avkastningen på obligationer. Man kan därför säga att konjunktorens utveckling, indirekt, har en viss inverkan på obligationernas avkastning. Därmed är det relevant att se vilken påverkan konjunkturläget faktiskt har på eventuella avvikelser i avkastningen.

Under avsnitt 1.2 presenteras även artikeln där forskarna Chan & Wu (1993) undersöker om de cykliska konjunktursvängningarna i ekonomin har en inverkan på månadsavkastningen för obligationer. Med utgångspunkt i denna studie anser vi att det skulle vara relevant att undersöka om samma mönster förekommer på den svenska obligationsmarknaden, speciellt i samband med månadseffekten.

1.4 Problemställning

Diskussionen ovan leder oss till forskningsfrågan: Förekommer några månadseffekter på den svenska statsobligationsmarknaden och påverkas dessa av konjunktursvängningarna i ekonomin?

1.5 Syfte

Syftet med detta arbete är att undersöka om några månadseffekter förekommer på den svenska obligationsmarknaden samt om dessa effekter påverkas av konjunktursvängningarna. På så sätt hoppas vi kunna framlägga ytterligare forskning som bidrar till debatten om den sedan länge omdiskuterade effektiva marknadshypotesen.

1.6 Avgränsningar

Undersökningen begränsar sig till att omfatta tio-, fem- och tvååriga svenska statsobligationer. Dessa ska vidare undersökas under en tioårsperiod, närmare bestämt åren 1995 – 2004. Motiveringen till valet av obligationerna är att dessa är så kallade benchmarkobligationer och därmed marknadens mest omsatta statsobligationer (Riksbankens hemsida 2005). Därför är

det av relevans att studera eventuella avvikelser i avkastningen gällande dessa obligationer. Att undersöka en tioårsperiod anser vi vara av relevans då det inte är säkert att en kortare period hade varit tillräcklig för att upptäcka ett återkommande fenomen, samtidigt som en längre period kan tänkas ta med störande faktorer inom ekonomin som hade snedvridit utfallet.

1.7 Målgrupp

Målgruppen för denna studie är samtliga intresserade av de finansiella marknaderna ur ett makroekonomiskt perspektiv. Förutsättningen är dock att läsaren har en förståelse för ekonometriska samband.

2. Metod

Avsikten med detta kapitel är att ge läsaren en förståelse för vilka undersökningsmetoder vi har valt att använda oss av och varför. Slutligen vill vi i detta avsnitt redogöra för det praktiska tillvägagångssättet vid genomförandet av uppsatsen.

2.1 Metodhistorik inom området

Empiriska undersökningar på 1950- och 1960-talen som testade huruvida marknaden var effektiv (främst den svaga formen) genomfördes genom att studera investerarna med den specifika informationen (historisk aktiedata) och se om de fått en högre avkastning än normalt. Det var statistiska test som användes, främst autokorrelationstest och spektralanalys. En annan metod var att direkt tillämpa en teknisk analysmetod som t.ex. filterregeln och se om den gav bättre avkastning än normalt. Test på den halv-starka formen tog, förutom avkastningen, även med risken i beräkningen och nya eventstudier av olika slag kunde genomföras, t.ex. granskade man vad som hände med avkastningen i samband med split, nyemission och/eller utdelning (Claesson 1987 s 15-16).

2.2 Val av metod

För att testa om månadseffekter förekommer på obligationsmarknaden i Sverige samt om konjunkturen har en inverkan på avkastningen, använder vi oss av ekonometriska modeller. Som utgångspunkt i vår analys tillämpar vi den kvantitativa forskningsmetoden. Kvantitativ metod används oftast då man har en numerisk hypotes som skall testas (Andersson 1994 s. 70). Detta ligger i samklang med vår undersökning då den grundar sig på resultaten från ett flertal hypoteser som vi ställer.

Givet ovanstående diskussion, gällande valet av den kvantitativa metoden, förefaller inte den kvalitativa metoden aktuell i vår studie eftersom den inte inbringar någon relevant information. Därför kommer vi inte att diskutera vår analys utifrån denna.

När det gäller klassificeringen av vår studie i induktiv och deduktiv ansats står den i linje med den deduktiva. Motiveringen är att vi utgår från effektiva marknadshypotesen, och testar vidare indirekt om denna hypotes gäller genom att utreda månadseffekternas och konjunktorens inverkan på den svenska obligationsmarknaden. Vi använder oss även av existerande källor som behandlar de här fenomenen. Således skapar vi ingen ny teori baserat på vår slutsats utan enbart diskuterar kring de redan befintliga teorierna utifrån våra resultat.

Detta leder vidare till frågan huruvida man ska använda sig av primär eller sekundär data. Då primär data går ut på att man själv insamlar relevant data i form av exempelvis intervjuer, enkäter eller observation (Bryman & Bell 2003), kommer vår analys att grundas på sekundär data. Främst handlar det om data insamlad av andra forskare, samt data hämtad från bestämda databaser. Fördelen med tillgången på sekundär data är i första hand att den ger oss möjlighet att utföra den analys som vi här ämnar göra eftersom en sådan datainsamling på egen hand skulle praktiskt taget vara osannolik. Nackdelen är dock att vi måste förlita oss på dessa data och anta att den är korrekt.

En grundförutsättning i vårt arbete är att vi ska anstränga oss att genomföra undersökningen så objektivt som möjligt enligt ovanstående. Detta anser vi vara av betydelse då studien ska anses vara meningsfull. Det är också av stor vikt eftersom datan som vi grundar våra beräkningar på är av sekundär natur. I fortsättningen är detta ytterligare ett underlag för vårt val av kvantitativ metod då denna förespråkar en distans, från forskarens sida, till den insamlade datan.

2.3 Praktiskt tillvägagångssätt

2.3.1 Utgångspunkten

För att undersöka huruvida det finns en månadseffekt måste vi i första hand ha tillgång till historiska värden (dagliga) på obligationsräntorna under den valda tidsperioden. Denna information samlar vi in med hjälp av programmet EcoWin. För att vidare undersöka om konjunkturen har en inverkan på avkastningen utgår vi i vår undersökning från säsongjusterade BNP (produktionsbaserad). Data för BNP får vi också från EcoWin. Den

insamlade datan utgör sedan utgångspunkten för vår studie. Då datan hämtas från ett, inom ekonomins ramar, accepterat program utgår vi från att den är pålitlig samt att den påvisar en god validitet.

2.3.2 Uppställningen av databasen

Dagsavkastningen för två-, fem- och tioåriga statsobligationer, samt kvartalsdata för den säsongsjusterade BNP:n i Sverige får vi alltså från databasen EcoWin. Dagsavkastningarna är ett genomsnitt av högsta och lägsta kurserna.

För att kunna skapa en databas, vilken i sin tur ligger till grund för vår regression, börjar vi med att logaritmera dagsavkastningarna, för statsobligationerna med hjälp av formeln:

$$(1) \quad R_t = 100 * \ln(P_t / P_{t-1})$$

Där R_t är den logaritmerade dagsavkastningen, P_t är värdet på obligationen vid tidpunkten t och P_{t-1} är värdet på obligationen vid tidpunkten $t-1$ (Coutts et al 2000).

När detta är gjort skapar vi i Excel 11 kolumner för dummyvariabler för månaderna januari till november. Kolumn nummer 1 motsvarar januari månad, där dagarna i januari får värdet 1 medan resterande dagar får värdet 0. Motsvarande tillvägagångssätt används för att skapa dummyvariabler för de resterande 10 månaderna (dvs februari till november).³

Vidare skapar vi en kolumn för definitionen av konjunkturen, där lågkonjunktur får värdet 1 och högkonjunktur värdet 0. Definitionen görs utifrån teorin om HP-filtreringen.⁴ Fortsättningsvis skapar vi ytterligare 11 kolumner där vi multiplicerar kolumnen för konjunkturen med dummyvariabler för respektive månad. På så sätt kan vi räkna ut hur stor inverkan konjunkturen har på avkastningen, förutsatt att man befinner sig i en viss månad.

³ För motivering till varför vi har 11 dummyvariabler för månaderna, se avsnitt 3.5.

⁴ För utförligare definition av Hodrick-Prescott-filtrering se avsnitt 3.3.

Efter att ha genomfört de nödvändiga uträkningarna och definierat variablerna, överförs data gällande dummyvariabler samt avkastningen till E-views där regressionen genomförs.

2.3.3 Vårt statistiska tillvägagångssätt

I vår rapport undersöker vi om månadseffekter samt konjunkturen har en inverkan på avkastningen för 2-, 5- och 10-åriga statsobligationer. Vi undersöker de här obligationerna var för sig. Alltså ställs det upp modeller och tester för varje enskild obligation. Utifrån teorierna om multipel regression och dummyvariabler samt tidigare forskning som gjorts inom detta område kommer vi fram till vår regressionsmodell:

$$(2) \quad Y_t = \beta_0 + \beta_1 D_1 + \beta_2 D_2 + \dots + \beta_{11} D_{11} + \beta_{12} K_1 + \beta_{13} (D_1 * K_1) + \beta_{14} (D_2 * K_1) + \dots + \beta_{23} (D_{11} * K_1) + e_t$$

där Y_t är den totala avkastningen för obligationen vid tidpunkten t .

β_0 är den genomsnittliga avkastningen, förutsatt att $\beta_1 - \beta_{23} = 0$.

β_1 är genomsnittliga skillnaden i avkastningen mellan januari och interceptet

.

.

β_{11} är genomsnittliga skillnaden i avkastningen mellan november och interceptet

D_1 är dummyvariabeln för januari månad, antar värdet 1 för januari och 0 för övriga månader.

.

.

D_{11} är dummyvariabeln för november, antar värdet 1 för november och 0 för övriga månader.

K_1 är dummyvariabeln för konjunkturen, antar värdet 1 för lågkonjunktur och 0 för högkonjunktur.

β_{12} är skift i interceptet då $K_1=1$

β_{13} är genomsnittlig överavkastning då januari månad och lågkonjunktur sammanfaller.

.

.

β_{23} är genomsnittlig överavkastning då november månad och lågkonjunktur sammanfaller.

$D_1 * K_1$ är dummyvariabel för januari månad * dummyvariabel för konjunktur, där K_1 är 1 vid lågkonjunktur och 0 vid högkonjunktur.

.

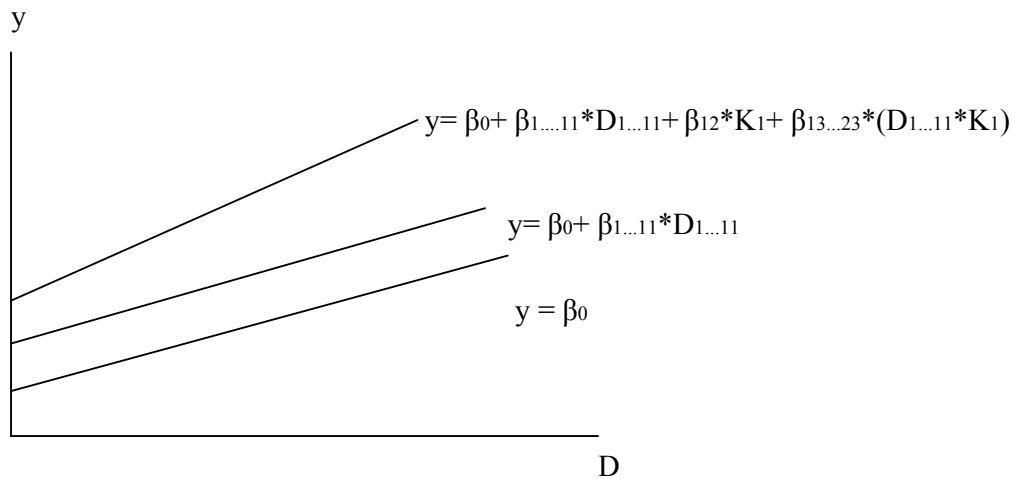
.

$D_{11} * K_1$ är dummyvariabel för november månad * dummyvariabel för konjunktur, där K_1 är 1 vid lågkonjunktur och 0 vid högkonjunktur.

e_t är residualen.

$\beta_{12} - \beta_{23}$ säger alltså hur mycket avkastningen påverkas då det råder lågkonjunktur. De nämnda β :orna kommer alltså att försvinna då det råder högkonjunktur. Indirekt innebär detta att de resterande β :orna (dvs $\beta_0 - \beta_{12}$) betecknar avkastningen i en viss månad under högkonjunktur.

För att klargöra utfallet av regressionen och bilda sig en helhetsbild ställer vi upp ett diagram där dummyvariablernas innebörd fångas upp. Förklaringen till beteckningarna i diagrammet är de samma som för regressionen (2).



Figur 2.1 Dummyvariablernas inverkan på avkastningen

2.3.4 Specifikationstest och korrigeringar

För att se om den skattade modellen är "Best Linear Unbiased Estimators" (BLUE) testar vi för de antaganden⁵ som man gör vid skattningen. Testen som vi utför på vår regressionsmodell är Jarque-Bera test, Whites test och Durbin Watson testet.

Test för normalfördelningen

När man skapar en modell liknande den i ekvation (2) utgår man från antagandet att feltermerna, och därmed den beroende variabeln är normalfördelade. För att sedan testa för detta utför vi ett Jarque-Bera test för normalfördelningen. I det här testet tar man hänsyn till skevhet och kurtiosis. Skevhet mäter hur pass symmetriska residualerna är runt noll. Perfekt

⁵ För vidare information om dessa antaganden se avsnitt 3.4.

symmetriska residualer har en skevhet på noll. Kurtiosis förklarar fördelningens toppighet och normalfördelade värden har en kurtiosis på tre. För att testa för normalfördelningen måste vi alltså testa om vår skevhet och kurtiosis är signifikant skilda från noll respektive tre. Om värdet från Jarque-Bera testet är större än det 5%-iga kritiska värdet (som har en chi-square fördelning med 2 frihetsgrader) säger vi att vi förkastar nollhypotesen om normalfördelning. Man kan också titta på p -värdet (probability) för Jarque-Bera för att avgöra huruvida man ska förkasta nollhypotesen eller ej. Om p -värdet är större än 0,05 förkastar vi nollhypotesen om normalfördelning (Hill et al 2001 s.138-139). Utifrån denna teori ställer vi upp vår nollhypotes och mothypotes:

H_0 : residualerna är normalfördelade.

H_1 : residualerna är inte normalfördelade.

Heteroskedasticitet

Ytterligare ett antagande bakom multipel regression är att det råder homoskedasticitet. Detta innebär att variansen för feltermerna, med avseende till förklaringsvariablerna, är konstant. (Wooldridge 2003 s. 257). För att testa om det råder heteroskedasticitet för obligationernas dagsavkastningar använder vi oss av White's test. White's test är egentligen ett Lagrange Multiplier test för ett stort antal observationer och är inte beroende av antagandet om normalfördelningen. Detta gör att White's test rekommenderas framför flera andra test för heteroskedasticitet (Ramanathan 2002 s.353). Vi ställer upp nollhypotesen och mothypotesen:

H_0 : Ingen heteroskedasticitet förekommer

H_1 : Heteroskedasticitet förekommer

Vi förkastar nollhypotesen om ingen heteroskedasticitet då värdet från White's test är större än det kritiska F-värdet på en 5% signifikansnivå, eller då sannolikheten för testet är mindre än 5 %.

Autokorrelation

Ännu ett antagande bakom multipel regression som vi ska testa för är antagandet om att feltermerna är okorrelerade (Hill et al 2001s. 258). För att testa för autokorrelation använder vi oss av Durbin-Watson testet (D-W). I D-W antar man att feltermerna följer AR(1) modellen (Hill 2001 s.261-262) dvs $e_t = \rho e_{t-1} + v_t$. Om $\rho = 0$, då blir $e_t = v_t$, vilket då betyder att feltermerna inte är autokorrelerade. Då det inte alltid är så lätt att räkna ut ρ använder man sig i DW testet av ett nära relaterat statistiskt värde (d). Vår nollhypotes och mothypotes blir:

H_0 : Ingen autokorrelation förekommer

H_1 : Autokorrelation förekommer

De kritiska d_L och d_U värdena får vi från tabell 5 (Hill et al 2001). Då det i denna tabell finns kritiska värden för högst 200 observationer och 21 variabler utgår vi från dessa värden när vi avgör om vi ska förkasta nollhypotesen eller ej. Vi förkastar nollhypotesen om vårt D-W-värde är mindre än eller lika med d_L . Om D-W-värdet är större än eller lika med d_U kan nollhypotesen inte förkastas. Om D-W-värdet är större än d_L men mindre än d_U kan vi inte avgöra om vi kan förkasta nollhypotesen eller ej (Ramanathan 2002, s386).

Korrigeringar

Om det visar sig att vår data över dagsavkastningar för obligationer inte är normalfördelad justerar vi den. Justeringen görs på de dagsavkastningar som överstiger medelvärdet ± 3 standardavvikelser. Avkastningen för dessa avvikande värden ändras till $R = (R_{t-1} + R_{t+1})/2$, där R_{t-1} är avkastningen från föregående dag och R_{t+1} är avkastningen för dagen efter.

Även om det visar sig att våra dagsavkastningar inte är normalfördelade efter den här justeringen kommer vi inte att justera den mer. Anledningen är att det då finns risk för att vi förvränger datan för mycket, vilket i sin tur kan leda till att de faktorer som vi vill testa för inte blir synliga i den slutliga regressionen.

Visar det sig att vår data är heteroskedastisk justerar vi för detta med White. Om det däremot visar sig att det förekommer både heteroskedasticitet och autokorrelation justerar vi för detta

med Newey West istället. Anledningen är att Newey West justerar både för autokorrelation och heteroskedasticitet.(Manual för E-views s.251)

Signifikanstest av β -värden

För att se om månadseffekten och konjunkturen har en inverkan på obligationsavkastningen tar vi hjälp av F-test och t-test. Vi startar med F-testet, utifrån vilket vi fastställer signifikansen av hela regressionen. Testet avgör om åtminstone en av $\beta_1 - \beta_{23}$ är signifikant skilda från noll, på 5 % signifikansnivå. Vi ställer upp nollhypotesen och mothypotesen:

$$H_0: \beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = \beta_4 \dots = \beta_{23} = 0$$

$$H_1: \text{Åtminstone en av } \beta \neq 0$$

Nollhypotesen förkastas om F-värdet är större än det kritiska F-värdet, samt om sannolikheten för densamma är mindre än 5 %.

Vidare utför vi, som nämnt, även t-test för samtliga β exklusive β för konstanten. Med hjälp av detta test kan man avgöra huruvida respektive oberoende variabel har inverkan på den beroende variabeln, vilken i vårt fall är avkastningen för statsobligationer.

Hypoteserna för t-testet ser ut enligt:

$$H_0: \beta = 0$$

$$H_1: \beta \neq 0$$

Nollhypotesen förkastas om vårt t-värde är större än det kritiska t-värdet samt om sannolikheten för den samma är mindre än 5 %.

Förklaringsgrad – R^2

Ett sätt att avgöra regressionens förklaringsgrad är med hjälp av R^2 värdet. Från R^2 utläser vi hur stor förklaringsgrad vår regression har. Ju närmare R^2 kommer till 1 desto bättre är verkligheten förklarad med hjälp av modellen. R^2 bestäms med hjälp av följande formel (Hill 2001 s.123):

$$R^2 = SSR/SST = 1 - SSE/SST$$

där SST är y:s totala variation runt sitt medel

SSR är den del av den totala variationen i y runt sitt medel som är förklarad av regressionen.

SSE är den del av den totala variationen i y runt sitt medel som ej förklaras av regressionen.

3. Litteraturgenomgång

I följande kapitel går vi igenom de teorier och modeller som uppsatsen grundar sig på.

3.1 Effektiva marknadshypotesen

I samband med att vi undersöker om månadseffekten samt konjunkturutvecklingen har en inverkan på den svenska obligationsmarknaden, testar vi indirekt även om hypotesen om den effektiva marknaden (i fortsättningen benämnd EMH) gäller. Därför kommer vi i det följande kortfattat att beskriva hypotesens innebörd samt diskutera dess giltighet utifrån några av de artiklar som vi har granskat.

EMH postulerar att priserna på värdepapper fullt återspeglar all tillgänglig information (Fama 1998). Med detta menas bl. a. att ny information inkorporeras i priset så fort den släpps. Därigenom blir det omöjligt för investerare att ”slå marknaden” och uppnå överavkastning. EMH beskrivs utifrån tre stycken nivåer av effektivitet; svag form, halv-stark form samt stark form (Arnold 2002). Den svaga formen av EMH säger att priset på en tillgång till fullo återspeglar all historiskt tillgänglig information, det vill säga det är omöjligt att uppnå överavkastning genom att studera historiska priser. Den halv-starka formen av EMH säger att det inte heller går att göra överavkastningar genom att studera den offentligt tillgängliga informationen. Enligt den starka formen återspeglar priset på en tillgång all historisk och offentligt tillgänglig information samt insider information. (Myers 2003, s. 351)

Dock finns det likaså en annan sida av denna framställning av de finansiella marknaderna. Det finns, som diskuterats tidigare, forskare som hävdar att EMH inte håller då de tror sig ha funnit olika anomalier som faktiskt genererar överavkastningar. Dessa yttrar sig i form av ett antal säsongeffekter. Ett exempel är den s.k. veckodageffekten där vissa har funnit att avkastningen är signifikant lägre på måndagar än andra veckodagar (Chang et al 1993; Dubois & Louvet 1996; Gibbons & Hess 1981 m fl). I sin undersökning av några av de mest utvecklade finansiella marknaderna under en 22 års period⁶, finner Kohers et al (2004) att en

⁶ 22-års perioden avser åren 1980-2002

veckodagseffekt är närvarande på de flesta av de undersökta marknaderna under 80-talet, medan den mattas av under 90-talet. Vidare visar det sig att måndagsavkastningarna är lägre än under andra dagar, förutom i vissa länder där de lägsta avkastningarna istället inträffar på tisdagar (exempelvis Japan och Australien). De drar slutsatsen att den försvinnande effekten kan motiveras med en, på lång sikt, förbättrad marknadseffektivitet.

En annan känd anomali är januarieffekten. I detta fall är avkastningarna högre under de första dagarna i januari än under andra månader. I nästa avsnitt följer en närmare diskussion.

Vissa forskare har i sina studier även hittat en "hour of the day effect" där avkastningarna är högre under vissa tider på dagen. Harris (1988) finner i sin studie att det förekommer systematiska mönster i avkastningarna, som är gemensamt för alla dagar i veckan varvid avkastningarna är högre både i början och i slutet av dagen.

I sammanhanget bör en annan term introduceras, nämligen "Random-Walk" modellen. Innebörden av detta är att priset på aktier etc. inte rör sig enligt några bestämda mönster eller trender. Vidare betyder detta att överavkastningar är helt oberoende av olika händelser. Random walk inträffar eftersom priset på värdepapper vid varje tidpunkt reflekterar all tillgänglig information, och priset ändras bara då ny information släpps. Därav följer att varje nyhet är oberoende av nyheten innan. Nyheter är per definition oförutsebara varför också framtida prisändringar är svåra att förutse (Arnold 2002). Random walk är egentligen en version av "Fair Game" modellen, vilken innebär att det inte är möjligt att med hjälp av information, tillgänglig vid en viss tidpunkt, tjäna överavkastningar (Elton et al 2003).

3.2 Säsongseffekter

Januarieffekten är en anomali som har upptäckts på de flesta länders aktieindex, däribland i Sverige (Gultekin & Gultekin 1983). Visserligen gjordes denna undersökning på aktier under åren 1959-1979, men faktumet att januari genererat en historiskt högre avkastning än resterande månader består. För en investerare innebär detta att denne kan köpa tillgången i början av januari och sälja i slutet för att därmed få en avkastning som är onormalt stor till skillnad från om investeraren hade använt samma köp och sälj strategi på resterande månader.

Januarieffekten har visats vara högre för mer riskfyllda aktier (småbolag) och på lägre värderade obligationer (mera riskfyllda). Stora amerikanska aktieindex som NYSE och Dow Jones med landets största företag visar på en mindre januarieffekt än index där mindre företag har sina aktier noterade (Haugen & Lakonishok 1988). Amerikanska kreditinstitutet Standard & Poor värderar olika obligationer och det har visat sig att högt värderade obligationer med lägre risk och lägre avkastning relativt de som är lågt värderade uppvisar en mindre januarieffekt (Al-Khazali 2001; Chang & Pinegar 1986). För att återgå till ovanstående så verkar det som om risken är det som påverkar januarieffekten och dess förekomst. Sambandet mellan risk och januarieffekten kan beskrivas som att riskpremien, det vill säga den extra avkastning investeraren förväntas få då denne investerar i en mer riskfylld tillgång, hamnar i januari (Haugen & Lakonishok 1988).

Enligt Haugen & Lakonishok (1988) finns det två möjliga förklaringar till januarieffekten. Den ena är skatteförlusthypotesen, som beskrivs i bakgrunden. Den andra förklaringen är att institutionella ägare såsom investmentbanker och pensionsfonder justerar sina portföljer vid årsskiftet genom att i slutet av varje år sälja de aktier/fonder som inte gått bra och i början på det nya året köpa nya tillgångar som förväntas ge en god avkastning. Varför de justerar sina portföljer och sitt innehavande av värdepapper beror på att de vill ha ett bra ansikte utåt mot investerarna/kunderna.

Mehdian et al (2002) undersöker huruvida januarieffekten finns på den amerikanska aktiemarknaden. I denna studie gör forskarna först ett övergripande test av januarieffektens förekomst under perioden 1964-1998, vilket visar att den nämnda anomalin existerar på de tre aktieindex som undersöktes (Dow Jones, NYSE och S&P 500). De delar också in perioden i två delar, en precis före börskraschen i oktober 1987 och en direkt efter kraschen, för att se om detta har någon effekt på januarieffekten. Resultatet i denna studie visar att det under perioden 1964-1998 existerar en signifikant och positiv avkastning i januari på alla tre aktieindex. När perioden delas upp i en period före kraschen och en period efter kraschen försvinner januarieffekten för den senare perioden. Då januarieffekten endast visats existera före kraschen drar Mehdian et al (2002) slutsatsen att både skatteförlusthypotesen och hypotesen om de institutionella investernas beteende inte kan förklara den höga januariavkastningen åren efter börskraschen.

Smith (2002) undersöker i sin rapport förekomsten av säsongseffekter på olika länders obligationsmarknader. De sex länderna som studeras är USA, Storbritannien, Kanada, Japan, Tyskland och Frankrike. Undersökningen bygger på data mellan åren 1985-1999. Förutom att studera om det förekommer några säsongsanomalier i form av januarieffekten eller andra ovanligt höga månadsavkastningar, vill Smith (2002) testa hur de olika ländernas obligationsmarknader är integrerade med varandra, det vill säga hur stark korrelationen dem emellan är. För att testa existensen av säsongsanomalier har forskaren gjort en regressionsanalys samt ett icke-parametriskt test (Wilcoxon rank). Beroende på vilken valuta som författaren använder som avkastning (respektive lands egna valuta / US dollarn), får undersökningen skiftande resultat. När det aktuella landets inhemska valuta används, visar regressionanalysen att januarieffekten finns i alla länderna utom i Japan och det icke-parametriska testet uppvisar en januarieffekt endast på den franska obligationsmarknaden. Om valutan byts ut mot den amerikanska dollarn och avkastningen byts ut mot överavkastning, visas andra resultat. I regressionsanalysen kan ingen januarieffekt visas för varken Japan eller Kanada, och det icke-parametriska testet visar att inga länder har någon januarieffekt, inte ens Frankrike som i fallet innan.

Enligt Smirlock (1985) är de flesta studier som gjorts på säsongsanomalier baserade på amerikansk data. Därmed anser han att det är motiverat för vidare forskning att basera sina tester på övriga länders data. Han menar vidare att man, istället för att använda månadskurser som man tidigare gjort, istället kan basera undersökningen på antingen veckokurser eller ännu bättre på dagsdata.

Chan och Wu (1995) testar om det förekommer skillnader i månadsavkastningar på obligationer beroende på konjunkturen. De testar bland annat amerikanska statsobligationer under perioden 1926 till 1988 baserat på amerikansk data.

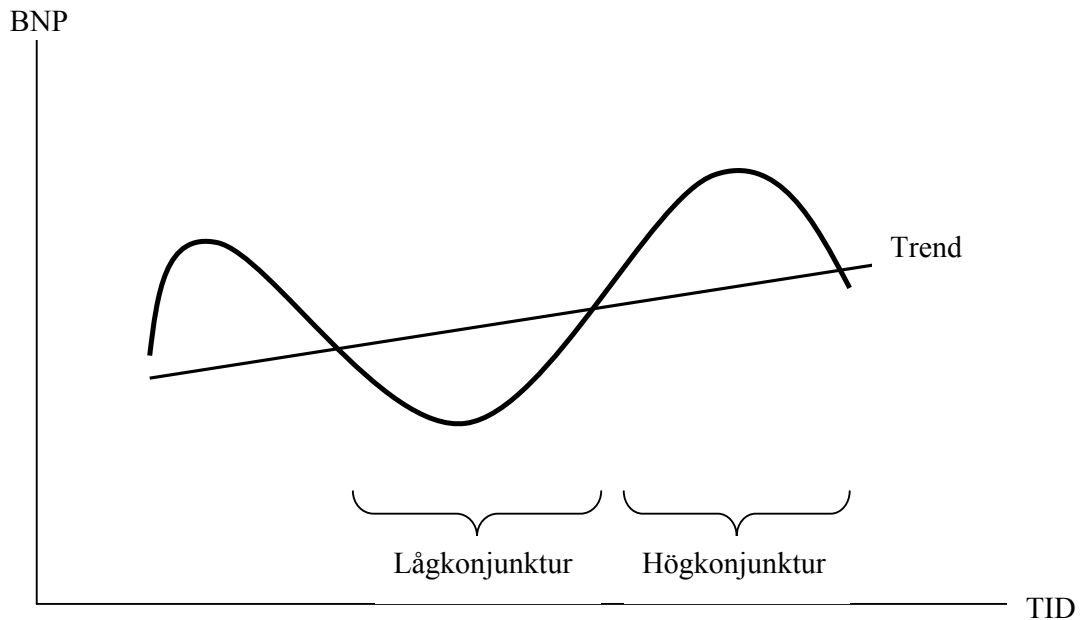
Chan och Wu's empiriska resultat visar att avkastningen för statsobligationerna skiljer sig signifikant åt för endast november och april mellan de två ekonomiska tillstånden. I lågkonjunktur visas att det finns signifikanta avvikelser från medelavkastningen mellan de olika månaderna. Avkastningen i november månad är betydligt högre än för de andra månaderna förutsatt att det råder lågkonjunktur. I högkonjunktur finns det ingen säsongseffekt enligt författarna.

3.3 Förhållandet mellan konjunktur och obligationer

Bruttonationalprodukten, BNP, mäter en nations marknadsproduktion av varor och tjänster under en viss tidsperiod. Detta är det viktigaste måttet på den ekonomiska aktiviteten. BNP, BNP per capita och andra närliggande mått sammanfattas i nationalräkenskaperna. Nationalräkenskaperna ligger till grund för olika beslut och beräkningar, som tex. bedömningar av vilka stabiliseringsåtgärder som bör vidtas i landet (Fregert 2003 s.45).

Bruttonationalprodukten och andra nationalräkenskaper kan i vissa fall säsongjusteras. Anledningen är att man vill ta bort kalendereffekterna och effekterna av extremvärden. Säsongjusteringar görs för att man på ett bättre sätt ska kunna se utvecklingen i ekonomin över tiden, för att man ska kunna identifiera vändpunkter samt kunna separera effekter av störningar, och på så sätt underlätta tidsjämförelser (SCB:s hemsida 2005).

Då man studerar BNP under en längre tidsperiod kan man se två grundläggande egenskaper, BNP ökar långsiktigt och fluktuerar kortsiktigt. Den långsiktiga utvecklingen är den så kallade BNP-trenden. BNP-trenden eller potentiell BNP som den också brukar heta är ett mått på BNP vid full sysselsättning. Man kan säga att BNP-trenden är en utjämnad linje som grundar sig på BNP-utvecklingen. Skillnaden mellan trendlinjen och den faktiska BNP-serien är konjunkturcykeln. Högkonjunktur råder i ett land då den faktiska BNP:n ligger över trendlinjen och lågkonjunktur när den faktiska BNP:n ligger under trendlinjen.



Figur 3.1 BNP- trend (Källa: Fregert & Jonung 2003)

Det finns två sätt att beräkna trendlinjen på. Vid det första tillvägagångssättet antar man att trenden följer en konstant tillväxttakt. Detta innebär att BNP-trenden växer enligt ränta-på-ränta principen, vilket i sin tur kan motsvaras av sparandet i en bank, förutsatt att räntan är konstant. Vid beräkningen med det andra tillvägagångssättet utgår man från att trenden inte kan betraktas som konstant. En orsak till detta är att det faktiska värdet aldrig skiljer sig speciellt mycket från trenden. Man menar också på att en konstant ökning i trenden inte är rimlig eftersom detta skulle innebära att långsiktiga prognoser vore nästan lika säkra som kortsiktiga prognoser. Ett sätt att undvika dessa problem på är att tillåta trendbrott under vissa perioder. Trendbrott innebär att man antar att trenden är konstant under vissa perioder. En matematisk metod i vilken man inkluderar trendbrott vid beräkningen av trendlinjen är Hodrick-Prescott-metoden. Med hjälp av den här metoden skapar man en trendlinje som kan sägas vara en utjämnad version av den ursprungliga serien (Fregert & Jonung 2003 s. 251-254)⁷.

I syfte till att förstå hur konjunktoren har en inverkan på obligationsmarknaden redogör vi här kortfattat för förhållandet mellan Riksbankens styrränta (reporäntan) och marknadsräntan.

⁷ Vi kommer inte att fördjupa oss mer i teorin om Hodrick-Prescott-metoden då redovisning av ytterligare forskning inom detta område inte är nödvändigt för denna uppsats.

Genom att ändra styrräntan ger Riksbanken signaler om ekonomin i landet. Samtidigt kan styrräntan betraktas som en utgångspunkt för bankernas in- och utlåningsränta. In- och utlåningsräntan är den ränta till vilken riksbanken handlar med övriga banker. Genom att styra reporäntan ändras in- och utlåningsräntan (Hässel et al 2001 s.62-64). In- och utlåningsräntan styr i sin tur marknadsräntan (Riksbankens hemsida 2005). I nästa avsnitt framgår hur marknadsräntan påverkar obligationspriset.

Obligationsmarknaden

Obligationsmarknaden kan delas in i en sekundär- och en primärmarknad. På primärmarknaden ges nya obligationer ut medan man på sekundärmarknaden köper och säljer obligationerna vidare. Under året 2003 svarade staten för knappt hälften av den utestående stocken på obligationsmarknaden, vilket indikerar på att staten är den största utgivaren av obligationer. För år 2003 omsattes hela 97 % av statsobligationerna på sekundärmarknaden och endast tre procent på primärmarknaden (Riksbankens hemsida 2005).

Statsobligationer

Statsobligationerna kan delas in i tre olika typer: nominella statsobligationer, realobligationer samt statsskuldväxlar. En skillnad mellan nominella och reala är att de senare nämnda skyddar investeraren mot inflationen. Statsskuldväxlar är för investerare med ett kortsiktigt sparande och löptiden på dessa värdepapper är från cirka en månad upp till ett år. De nominella och reala obligationerna har en längre löptid på upp till 30 år och lämpar sig bättre för investerare med en långsiktig planeringshorisont. I maj 2001 skapades en elektronisk marknadsplats för två, fem och tioåriga benchmarkobligationer, vilket är de mest omsatta statsobligationerna på den marknaden (Riksbankens hemsida 2005).

Genom att emittera statsobligationer finansierar staten de löpande underskotten i statsbudgeten. Under åren 1988-2002 hade staten överskott i statsbudgeten vilket ledde till att statsskulden minskade. Däremot för åren 2003-2004 har det varit underskott i budgeten vilket lett till en ökad statsskuld. Statspapperna ges ut av staten genom Riksgäldskontoret. (Riksgäldskontorets hemsida 2005).

En av fördelarna med statsobligationer är att de ger en garanterad fast kupongränta, till skillnad mot exempelvis företagsobligationer. Detta ger investeraren en trygghet då denne på förhand vet vad avkastningen blir, förutsatt att man behåller obligationen till förfallodatum. En annan fördel med statsobligationer i förhållande till företagsobligationer är att risken är betydligt mindre. Obligationer risk kan delas upp i fyra delar: kreditrisken, marknadsrisken, likviditetsrisken samt inflationsrisken. Kreditrisken är risken att emittenten ställer in betalningarna och att placeringen går förlorad. Denna risk är låg på statsobligationer, dock förekommer det i vissa länder att också staten ställer in betalningarna. Marknadsrisken är risken att kapitalvärdet av en placering stiger eller sjunker (Södersten 2000 s. 236-237). Marknadsrisken eller ränterisken som den också benämns är risken att räntan höjs och därmed priset på obligationen sänks (se nästa avsnitt) Vidare är marknadsrisken, till skillnad från de andra riskerna, icke-diversifierbar och är således en risk som alla obligationer har (Petterson 1996 s. 52). När man inte kan sälja sin obligation när man vill finns det en hög likviditetsrisk. För statsobligationer är likviditetsrisken låg då marknaden har en stor sekundärmarknad och det således finns en möjlighet att realisera sin tillgång. Denna risk är ännu lägre för benchmarkobligationerna då dessa omsätts mest på marknaden. Inflationsrisken berör alla obligationer förutom realobligationerna.

Bestämning av obligationspriset

Priset på en obligation rör sig i motsatt riktning till ränteändringen. När marknadsräntan stiger, faller priset på obligationen. Detta innebär en kapitalförlust för innehavaren av obligationen då denne hade kunnat erhålla en högre ränta än den fasta kupongräntan. Å andra sidan när marknadsräntan faller, medför detta att priset på obligationen stiger. Detta kan också tydas som att avkastningen ökar när marknadsräntan faller och att avkastningen minskar när samma ränta stiger (Fabozzi 2001 s.22-26).

Statsobligationens pris kan beräknas med hjälp av följande formel (Bodie & Merton 2000):

$$(3) \quad PV = PMT / (1+i)^1 + PMT / (1+i)^2 + \dots + PMT / (1+i)^t + FV / (1+i)^t$$

där PV = nuvärdet på obligationen

PMT = kupongräntan

FV = nominella värdet på obligationen

i=diskonteringsräntan

t = löptiden

3.4 Multipel regressionsanalys

En multipel regressionsanalys tillåter oss att testa för flera förklarande variabler samtidigt. Ju fler förklarande variabler (x) vi lägger till i vår regression desto större del av variationen i den beroende variabeln (y) förklaras. Med andra ord kan man säga att multipel regressionsanalys kan användas för att skapa modeller för att bättre förutspå vår beroende variabel (Wooldridge 2003 s.68). Den generella modellen är:

$$(4) \quad Y_t = \beta_1 + \beta_2 x_{t2} + \beta_3 x_{t3} + \dots + \beta_k x_{tk} + u_t$$

där

$\beta_1, \beta_2, \beta_3 \dots \beta_k$ är okända parametrar. β_1 är interceptet och den säger hur stor den beroende variabeln är då alla förklarande variabler är lika med 0. $\beta_2, \beta_3 \dots \beta_k$ säger hur mycket y ändras då x_t ändras med en enhet (Hill et al 2001 s146-148).

För att ovanstående modell ska gälla måste vi göra vissa antaganden angående multipel linjär regression. Dessa är som följer:

1. $Y_t = \beta_1 + \beta_2 x_{t2} + \beta_3 x_{t3} + \dots + \beta_k x_{tk} + u_t \quad t = 1, \dots, T$
2. $E(y_t) = \beta_1 + \beta_2 x_{t2} + \beta_3 x_{t3} + \dots + \beta_k x_{tk} \Leftrightarrow E(u_t) = 0$ Det förväntade y-värdet är beroende av de förklarande variablerna och de okända parametrarna. Med andra ord, $E(u_t) = 0$. Slumpmässiga feltermen är lika med noll.
3. $\text{var}(y_t) = \text{var}(u_t) = \sigma^2$, dvs konstant varians för observationerna.
4. $\text{cov}(y_t, y_s) = \text{cov}(u_t, u_s) = 0$. De beroende variablerna är okorrelerade med varandra.
5. $y_t \sim N(\beta_1 + \beta_2 x_{t2} + \beta_3 x_{t3}, \sigma^2) \Leftrightarrow u_t \sim N(0, \sigma^2)$ De beroende variablerna är normalfördelade runt sitt medelvärde.
6. De förklarande variablerna är inte slumpmässiga samt inte heller exakta linjära funktioner av varandra (Hill et al 2001 s.149-150).

Gauss-Markov teoremet säger att då antaganden för multipel linjär regression gäller, har de skattade $\beta_1, \beta_2 \dots \beta_t$ (dvs β :orna i (4)) den minsta variansen av alla linjära och "unbiased" estimatorer för de sanna $\beta_1, \beta_2 \dots \beta_t$. De är "Best Linear Unbiased Estimators" (BLUE) av parametrarna i en multipel regression (Hill 2001 s.78,154)

3.5 Dummyvariabler

Dummyvariabler (D) används då man vill mäta hur stor inverkan en kvalitativ förklarande variabel har på den beroende variabeln. Ett exempel är då man vill mäta hur stor inverkan könen har på lönen. En dummyvariabel kan anta värdet 1 eller 0. Den grupp som antar värdet 0 är kontrollgruppen. Då man använder D som en av de förklarande variablerna i en regression blir den enklaste formeln:

$$(5) \quad Y_t = \alpha + \beta_1 D_t + u_t$$

Om vi i detta fall antar att y_t är den totala lönen och att $D=1$ för män och $D=0$ för kvinnor blir α den genomsnittliga lönen för kontrollgruppen och β_1 den förväntade skillnaden i genomsnittlig lön mellan män och kvinnor. (Ramanathan 2002 s. 316-318)

Men det är inte alltid som en variabel har endast två kategorier. Om vi utgår från förhållandet sparande(y) och inkomst (x), förväntar vi oss att personer i olika åldersgrupper sparar olika mycket. Om vi vidare antar att vi delar upp personerna i fråga i tre grupper, -25, 25-55 och 55- måste vi först bestämma vilken grupp som ska vara vår kontrollgrupp och definiera våra dummyvariabler för de övriga två grupperna. Anledningen till att man alltid har en dummyvariabel mindre jämfört med antalet grupper, liksom vår data är indelad i, är att man vill undvika exakt multikollinearitet (Ramanathan 2003).

Ibland händer det att β för dummyvariabeln, (i detta fall β_1) skiljer sig åt för respektive kvalitativ variabel. Om vi utgår från (5), och vidare antar att β_1 skiljer sig åt mellan män och kvinnor leder detta till att lutningen på den räta linjen ändras. För att sedan också kunna tillåta interceptet (α i regression (5)) att skifta låter man $\alpha = \alpha_1 + \alpha_2 * D$ (Ramanathan 2003 s.330-332).

3.6 Hypotestest

För att testa olika teorier om ekonomiska förhållanden använder man sig av hypotestest (t-test och F-test). T-test använder man för att testa hypoteser för enstaka koefficienter (Hill 2001 s. 159). F-test används då man vill testa för en nollhypotes bestående av två eller fler hypoteser, för parametrarna i en multipel regression (Hill 2001 s.171).

Då man vill testa en hypotes ställer man upp en nollhypotes (H_0) och en mothypotes (H_1). Vidare bestämmer man sig för på vilken signifikansnivå man ska testa hypotesen. H_0 är den hypotes som vi håller fast vid ända tills vi kan bevisa att den inte stämmer. Då vi har bevisat att H_0 inte stämmer säger vi att nollhypotesen förkastas. Då H_0 förkastas kommer man automatiskt att acceptera H_1 (Hill 2001 s.98-99).

Det finns tillfällen då t-testet och F-testet kan komma att visa olika resultat, dvs. att det ena testet visar att vi kan förkasta nollhypotesen medan det inte behöver vara fallet enligt det andra. Orsaken är att någon av de olika variablerna kan ha en signifikans enligt t-testet, men att variablerna genom F-testet visar sig vara gemensamt insignifikanta (Wooldridge 2003 s. 149).

4. Empiri

I detta avsnitt redovisar vi regressionsanalysen med dess tester och justeringar för respektive statsobligation. De här uträkningarna ligger till grund för kommande analys och slutsatser.

4.1. Tioåriga statsobligationer

4.1.1 Test och justering för normalfördelningen

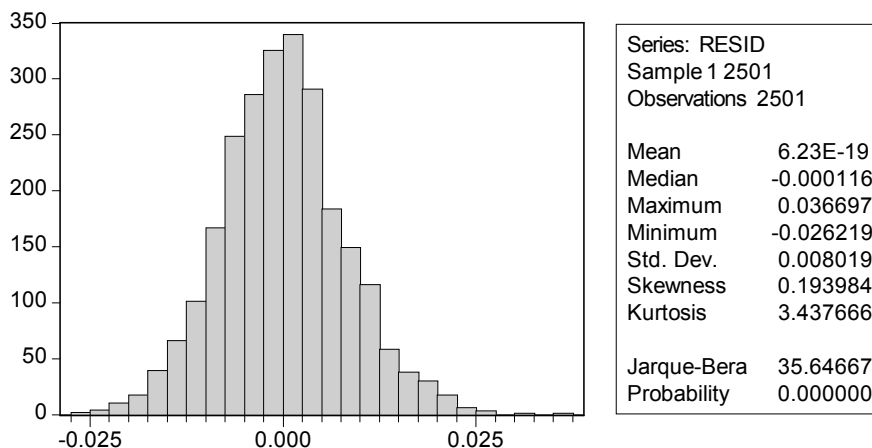
För att testa om avkastningen är normalfördelad görs ett Jarque-Bera test på residualerna. Hypotesen och mothypotesen definieras enligt följande:

H_0 : Residualerna är normalfördelade

H_1 : Residualerna är inte normalfördelade

Det visar sig att avkastningen inte är normalfördelad, då sannolikheten för JB är 0,00. Då vi justerar för normalfördelningen enligt avsnitt 2.4.4 i metodkapitlet får vi ett värde på JB = 35,65 och sannolikhet 0 (tabell 4.1). Detta innebär att vi förkastar nollhypotesen om normalfördelningen på varje signifikansnivå. För att kunna gå vidare med våra uträkningar antar vi att datan är normalfördelad.⁸

⁸ För vidare information om antagandet se metodavsnittet 2.4.4



Tabell 4.1 Jarque – Bera utfall

4.1.2 Test för heteroskedasticitet

Som vi redogör för i metodkapitlet testar vi för heteroskedasticitet med hjälp av White's test.

Hypoteserna lyder:

H₀: Ingen heteroskedasticitet förekommer

H₁: Heteroskedasticitet förekommer

Som framgår av tabellen nedan är sannolikheten för F-värdet 0,000279 vilket betyder att vi förkastar nollhypotesen på 5 % nivån.

White Heteroskedasticity Test:			
F-statistic	2.357679	Probability	0.000279
Obs*R-squared	53.57906	Probability	0.000306

Tabell 4.2 Resultat från White's test

4.1.3 Test för autokorrelation

Test för autokorrelation genomförs med hjälp av Durbin-Watson modellen. Nollhypotes och mothypotes ser ut enligt följande:

H₀: Ingen autokorrelation förekommer

H₁: Autokorrelation förekommer

Det erhållna värdet för D-W från regressionen är 1,554217, vilket är nästan lika med det kritiska d_L värdet (1,554). Därav följer att vi förkastar nollhypotesen vilket i sin tur betyder att autokorrelation förekommer.

4.1.4 Den justerade regressionen

Då det med hjälp av ovanstående tester har visat sig att det förekommer både autokorrelation och heteroskedasticitet i vår ursprungsdata justerar vi för det med hjälp av Newey-West. Slutligen får vi fram nedanstående regression vilken ligger till grund för den fortsatta analysen.

Det som är av mest relevans för analysen, i regressionen, är t-värdena för respektive koefficient (β), F-värdet samt sannolikheterna för dessa. Hänsyn tas även till värdet R^2 . För att kunna avgöra signifikansen av samtliga koefficienter på samma gång används F-värdet och hypoteserna ställs upp enligt följande:

H₀: $\beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = \beta_4 \dots = \beta_{23} = 0$

H₁: Åtminstone en av $\beta \neq 0$

Från tabell 4.3 kan vi utläsa att F-värdet och dess sannolikhet är 1.268094 respektive 0.176414. Alltså kan vi dra slutsatsen att nollhypotesen inte kan förkastas då detta värde inte är signifikant på 5 %- nivå.

Om man sedan går vidare till t-testerna för de förklarande variablerna ställs följande hypoteser för varje enskilt β (dvs för: β_1 till β_{23}):

H₀: $\beta = 0$

H₁: $\beta \neq 0$

Tittar man på kolumnen med sannolikheterna för t-värdet i nedanstående tabell finner man att nollhypotesen inte kan förkastas för samtliga β förutom β_{12} och β_{22} . Orsaken till att vi inte kan förkasta nollhypotesen för de nämnda β :orna är att sannolikheten för dessa är mindre än 5%. Som vi kan se är R^2 0,011638 vilket är relativt lågt om man jämför med den högsta möjliga förklaringsgraden som man kan uppnå, dvs $R^2=1$.

Dependent Variable: 10 år				
Method: Least Squares				
Date: 05/18/05 Time: 14:56				
Sample(adjusted): 1 2501				
Included observations: 2501 after adjusting endpoints				
Newey-West HAC Standard Errors & Covariance (lag truncation=8)				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
β_0	-0.000400	0.000897	-0.445894	0.6557
β_1	0.000706	0.001178	0.598861	0.5493
β_2	0.000176	0.001210	0.145142	0.8846
β_3	0.000188	0.001385	0.135888	0.8919
β_4	0.001471	0.001175	1.251566	0.2108
β_5	-0.000126	0.001315	-0.095898	0.9236
β_6	0.000710	0.001192	0.595318	0.5517
β_7	-5.21E-05	0.001219	-0.042723	0.9659
β_8	0.000283	0.001365	0.207030	0.8360
β_9	-0.001671	0.001633	-1.023253	0.3063
β_{10}	-0.000852	0.001158	-0.735801	0.4619
β_{11}	-0.000549	0.001316	-0.417289	0.6765
β_{12}	-0.002552	0.001056	-2.417257	0.0157
β_{13}	0.000770	0.001727	0.445836	0.6558
β_{14}	0.002551	0.001597	1.597566	0.1103
β_{15}	0.002954	0.001880	1.571352	0.1162
β_{16}	0.000857	0.001549	0.553144	0.5802
β_{17}	0.001775	0.002011	0.882499	0.3776
β_{18}	0.001378	0.001658	0.831331	0.4059
β_{19}	0.002355	0.001420	1.658359	0.0974
β_{20}	0.002019	0.001619	1.247174	0.2125
β_{21}	0.002887	0.001895	1.523550	0.1277
β_{22}	0.004483	0.001610	2.784649	0.0054
β_{23}	0.002052	0.001568	1.308418	0.1909
R-squared	0.011638	F-statistic	1.268094	
Durbin-Watson stat	1.554217	Prob(F-statistic)	0.176414	

Tabell 4.3 Den justerade regressionen

4.2 Femåriga statsobligationer

För femåriga statsobligationer gör vi exakt samma uträkningar som vi ovan gör för tioåriga statsobligationer. Vi förklarar dock inte tillvägagångssättet lika utförligt då detta kan uppfattas som upprepning.⁹

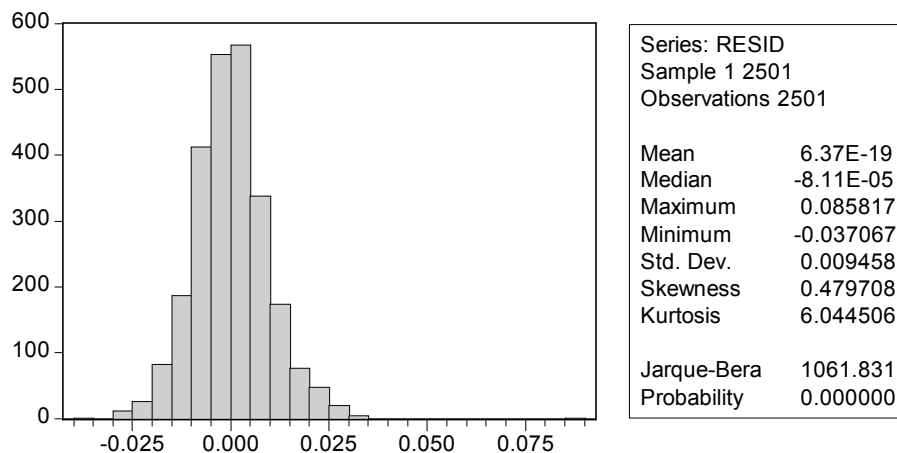
4.2.1 Test och justering för normalfördelningen

Jarque-Bera test:

H_0 : Residualerna är normalfördelade

H_1 : Residualerna är inte normalfördelade

Efter justering för normalfördelningen är $JB = 1061,83$, och sannolikheten är fortfarande 0. Detta innebär att vi förkastar nollhypotesen om normalfördelningen på varje signifikansnivå. För att kunna gå vidare med våra uträkningar antar vi att datan är normalfördelad.¹⁰



Tabell 4.4 Jarque-Bera utfall

⁹ För utförlig uppställning av hypoteser m.m se metodavsnittet 3.6 och empiriavsnittet 4.1

¹⁰ För vidare information om varför vi har gjort detta antagande se metodavsnittet 2.4.4

4.2.2 Test för heteroskedasticitet

Som vi kan utläsa från nedanstående tabell är F-värdet och sannolikheten för den 2,068 respektive 0,002. Detta innebär att vi förkastar nollhypotesen om ingen heteroskedasticitet på en 5% signifikansnivå.

White Heteroskedasticity Test:		
F-statistic	2.067973	Probability 0.002047
Obs*R-squared	47.11943	Probability 0.002165

Tabell 4.5 Resultat från White's test

4.2.3 Test för autokorrelation

Durbin-Watson värdet för femåriga stadsobligationer är 1,5422. Vårt D-W-värde är alltså mindre än $d_L=1,554$. Detta leder oss fram till att vi förkastar nollhypotesen om ingen autokorrelation.

4.2.4 Den justerade regressionen

Då det med hjälp av ovanstående tester har visat sig att det förekommer både autokorrelation och heteroskedasticitet i vår ursprungsdata justerar vi för det med hjälp av Newey-West. Slutligen får vi fram nedanstående regression vilken kommer att ligga till grund för den fortsatta analysen.

Från tabell 4.7 kan vi utläsa att F-värdet och sannolikheten för den är 1,265 respektive 0,179. Detta innebär att vi inte kan förkasta nollhypotesen på en 5 % signifikansnivå. Vidare kan vi se att sannolikheten för t-värden för samtliga β förutom β_{12} och β_{22} inte är signifikanta på 5 % signifikansnivå. Alltså kan vi inte förkasta nollhypotesen för de här β :orna. I tabellen nedan är R^2 0.011608 vilket även här är relativt lågt.

Dependent Variable: 5 år
Method: Least Squares
Date: 05/18/05 Time: 18:36
Sample(adjusted): 1 2501
Included observations: 2501 after adjusting endpoints
Newey-West HAC Standard Errors & Covariance (lag truncation=8)

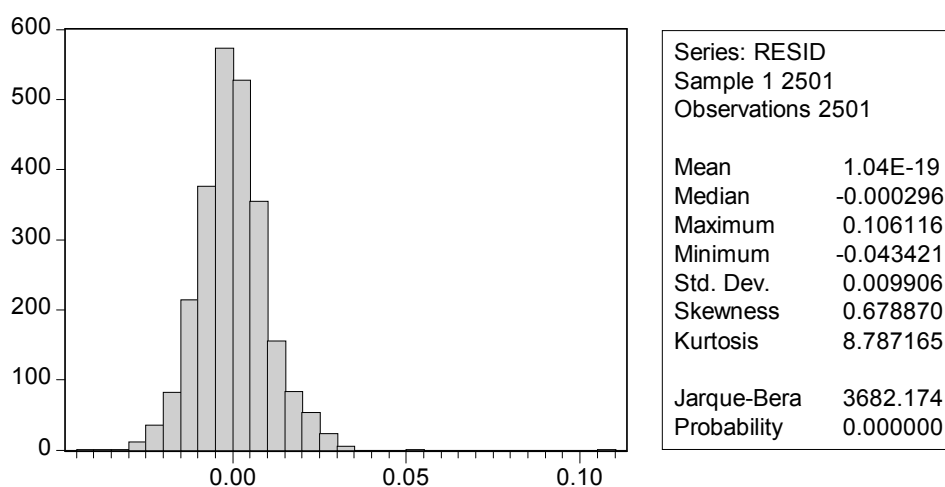
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
β_0	-0.001141	0.001021	-1.116900	0.2641
β_1	0.001164	0.001461	0.796756	0.4257
β_2	0.001390	0.001311	1.059639	0.2894
β_3	0.001219	0.001501	0.812455	0.4166
β_4	0.002092	0.001415	1.478730	0.1393
β_5	0.000945	0.001472	0.641984	0.5209
β_6	0.001891	0.001395	1.355360	0.1754
β_7	0.001145	0.001557	0.735104	0.4623
β_8	0.001032	0.001517	0.680470	0.4963
β_9	-2.29E-05	0.001527	-0.015019	0.9880
β_{10}	-0.000359	0.001318	-0.272379	0.7854
β_{11}	0.000805	0.001596	0.504516	0.6139
β_{12}	-0.002671	0.001298	-2.057883	0.0397
β_{13}	0.001405	0.002406	0.584003	0.5593
β_{14}	0.001811	0.001912	0.947170	0.3436
β_{15}	0.001739	0.002222	0.782843	0.4338
β_{16}	0.001129	0.001852	0.609942	0.5420
β_{17}	0.001311	0.002309	0.567689	0.5703
β_{18}	0.000921	0.002113	0.436003	0.6629
β_{19}	0.001956	0.001842	1.062373	0.2882
β_{20}	0.002429	0.001902	1.277000	0.2017
β_{21}	0.001237	0.001877	0.659068	0.5099
β_{22}	0.004682	0.002021	2.316863	0.0206
β_{23}	0.001567	0.001955	0.801503	0.4229
R-squared	0.011608	F-statistic		1.264813
Durbin-Watson stat	1.542221	Prob(F-statistic)		0.178869

Tabell 4.6 Den justerade regressionen

4.3 Tvååriga statsobligationer

4.3.1 Test och justering för normalfördelningen

Eftersom ej heller datan för de 2-åriga statsobligationerna var normalfördelad, justerade vi för detta. Som framgår av tabellen nedan är det nya Jarque-Bera värdet 3682 och sannolikheten är noll, vilket åter igen leder oss till att förkasta nollhypotesen om normalfördelningen. För att kunna gå vidare med våra uträkningar antar vi att datan är normalfördelad.¹¹



Tabell 4.7 Jarque-Bera utfall

4.3.2 Test för heteroskedasticitet

För 2-åriga statsobligationen ser White's testet ut enligt följande:

White Heteroskedasticity Test:		
F-statistic	1.954185	Probability 0.004286
Obs*R-squared	44.57294	Probability 0.004482

Tabell 4.8 Resultatet från White's test

¹¹ för vidare information om varför vi har gjort detta antagande se metodavsnittet 2.4.4

Ovan kan vi se att F-värdet ligger på 1,954185 och sannolikheten för densamma är 0,004286. Därmed förkastas nollhypotesen på 5 % signifikansnivå. Detta innebär alltså att vi även här finner heteroskedasticitet.

4.3.3 Test för autokorrelation

Durbin-Watson värdet för dessa obligationer får vi till 1,642003 vilket betyder att det erhållna värdet ligger mellan de två kritiska värdena d_L och d_U . Som nämntes i metodavsnittet 2.3.4 betyder detta att vi inte kan avgöra om vi ska förkasta nollhypotesen eller ej. Vidare tolkas detta som att det inte med säkerhet går att säga om autokorrelation förekommer i detta fall. Vi justerar därför för autokorrelation för att vara på den säkra sidan.

4.3.4 Den justerade regressionen

Resultaten från de genomförda testerna leder till att vi även här justerar regressionen med Newey-West. Utfallet av regressionen presenteras nedan. F-värdet uppgår till 1,822 och den motsvarande sannolikheten är 0,0097. I sin tur leder detta till att nollhypotesen förkastas. De framräknade t-värdena är signifikanta för β_4 , β_6 och β_{22} på en 5% nivå. De resterande β :orna är inte signifikanta på samma nivå. Därmed kan man inte förkasta nollhypotesen för de senare. R^2 för de tvååriga statsobligationerna är 0,016641. Denna är något högre än för de två föregående regressionerna men dock fortfarande ganska låg.

Dependent Variable: 2 år
Method: Least Squares
Date: 05/18/05 Time: 18:32
Sample(adjusted): 1 2501
Included observations: 2501 after adjusting endpoints
Newey-West HAC Standard Errors & Covariance (lag truncation=8)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
β_0	-0.001513	0.001071	-1.412912	0.1578
β_1	0.001093	0.001461	0.748199	0.4544
β_2	0.001650	0.001342	1.229210	0.2191
β_3	0.001506	0.001496	1.006404	0.3143
β_4	0.003558	0.001560	2.281000	0.0226
β_5	0.001718	0.001552	1.107057	0.2684
β_6	0.003031	0.001467	2.066466	0.0389
β_7	0.001419	0.001527	0.928750	0.3531
β_8	0.001153	0.001568	0.735826	0.4619
β_9	0.000651	0.001434	0.454115	0.6498
β_{10}	-0.000361	0.001322	-0.272940	0.7849
β_{11}	0.001561	0.001507	1.035361	0.3006
β_{12}	-0.002604	0.001428	-1.823754	0.0683
β_{13}	0.000955	0.002210	0.432111	0.6657
β_{14}	0.001006	0.001948	0.516653	0.6054
β_{15}	0.001735	0.002353	0.737126	0.4611
β_{16}	-8.86E-05	0.001981	-0.044721	0.9643
β_{17}	0.001225	0.002289	0.535038	0.5927
β_{18}	0.000784	0.002661	0.294777	0.7682
β_{19}	0.002301	0.001896	1.213302	0.2251
β_{20}	0.002128	0.001943	1.094834	0.2737
β_{21}	0.000593	0.001858	0.319229	0.7496
β_{22}	0.005521	0.002010	2.746416	0.0061
β_{23}	0.001135	0.001977	0.574268	0.5658
R-squared	0.016641	F-statistic	1.822497	
Durbin-Watson stat	1.642003	Prob(F-statistic)	0.009726	

Tabell 4.9 Den justerade regressionen

5. Analys

Detta avsnitt är ämnat åt att besvara problemställningen genom att analysera de resultat som erhållits i empirin. Analysen återkopplas vidare till de teorier och modeller som är presenterade i kapitel tre.

Det har länge pågått en kamp mellan förespråkare för EMH och deras motsägare. Medan de första tror på en effektiv marknad menar de senare att marknaden inte är fullt så effektiv och att överavkastningar är möjliga att uppnå. Det är förhållandet mellan de två uppfattningarna som ligger till grund för följande analys.

Eftersom vår analys i stort sett grundas på de justerade regressionerna enligt ovan, vill vi påpeka att förutsättningarna för modellens trovärdighet är att antagandena bakom Gauss-Markov teoremet gäller. Justeringar har gjorts för normalfördelning, autokorrelation samt heteroskedasticitet i den mån det har varit möjligt. Begreppet validitet kan i detta fall ifrågasättas då justeringarna möjligtvis kan komma att påverka utfallet i resultatet. Å andra sidan är justeringarna nödvändiga för att antagandena om OLS ska gälla, varför vi antar att validiteten i modellen inte försämras.

För att övergå till den faktiska tolkningen av obligationerna börjar vi med att redovisa de resultat vi fått fram för respektive obligation. Som framkommer av empiriavsnittet kan man för samtliga obligationer utläsa vilka månader som uppvisar signifikanta överavkastningar. För *tioåriga statsobligationer* kan vi se att månaderna inte har någon inverkan på avkastningen då inga av t-värdena för enskilda månader är signifikanta (tabell 4.3). Då man vidare tittar på variablerna för konjunkturen är utfallet inte entydigt för samtliga variabler. Vi finner där två stycken variabler som uppvisar signifikanta t-värden. Detta innebär att månadsavkastningen istället påverkas först då man tar hänsyn till konjunkturen. Utfallet blir därmed att avkastningen minskar med 0,002552 (β_{12}). Av det följer att avkastningarna minskar under lågkonjunktur för samtliga månader. Detta är dock inte fallet för oktober månad. Här uppkommer en signifikant positiv avkastning på 0,004682 (β_{22}) förutsatt att det råder lågkonjunktur.

Denna avkastning överstiger den negativa påverkan som inträffar vid lågkonjunktur så att det i slutändan ändå uppstår en positiv avkastning i oktober (dvs. $-0,002552 + 0,004682 = 0,00213$).

F-värdet för regressionen ligger på 1.268094 och sannolikheten för detsamma är 0.176414. Detta gör att vi inte kan förkasta nollhypotesen då F-värdet inte är signifikant. Med andra ord betyder detta att ingen av β :orna ($\beta_1 - \beta_{23}$) bidrar till en överavkastning. Detta kan stå i strid med det vi kommit fram till ovan med hjälp av t-testet. Dock behöver inte detta vara något ovanligt då F-värdet testat signifikansen för hela modellen (se avsnitt 3.6).

R^2 för regressionen är 0,011638 som är relativt lågt i förhållande till den högsta möjliga förklaringsgraden. Om denna förklaringsgrad är 1 betyder det att regressionen till fullo förklaras av de oberoende variablerna. Därav följer att värdet 0 för densamma skulle innebära att de oberoende variablerna inte alls har någon inverkan på y . Vi anser att det kan finnas ett samband mellan R^2 , F-värdet och t-värdet. Som vi redan redogjort för, förkastar vi nollhypotesen för F-testet vilket överensstämmer med det låga R^2 värdet. Dock är inte $R^2 = 0$ vilket sammanfaller med det faktum att t-testet (för $\beta_1 - \beta_{23}$) uppvisar två signifikanta värden.

Resultaten för de *femåriga statsobligationerna* ger liknande svar jämfört med de ovan beskrivna tioåriga statsobligationerna. Enligt t-värdena, har månaderna ingen effekt på avkastningen, eftersom dessa inte uppvisar någon signifikans. När man sedan kommer till variablerna för konjunkturen, får man ett annat utfall. Här hittar vi två signifikanta t-värden för variablerna β_{12} samt β_{22} . Värdena ligger på -0.002671 respektive 0.004682 . Det första bestämmer interceptet varav det följer att månadsavkastningarna, i lågkonjunktur, minskar med $0,002671$. Detta är sant för samtliga månader förutom för B_{22} , som betecknar oktober månad, med hänsyn tagen till lågkonjunktur. Eftersom vi här har ett positivt värde som överstiger den nämnda negativa påverkan lågkonjunkturen får på månadsavkastningarna, blir värdet slutligen positivt. I oktober erhåller vi alltså en signifikant positiv avkastning på $0,002011$ (dvs $-0,002671 + 0,004682$) förutsatt att det råder lågkonjunktur.

Vidare är utfallet för F-testet ett värde motsvarande 1.264813 och en sannolikhet på 0.178869. Som synes är dessa värden inte signifikanta vilket leder till slutsatsen att ingen av β :orna ($\beta_1 - \beta_{23}$) ger upphov till en överavkastning.

R^2 värdet för hela regression är 0.011608. Som även diskuteras i fallet ovan, med de tioåriga statsobligationerna, är denna siffra låg relaterat till den maximala förklaringsgraden 1. Trots det fångar den upp de två t-värdenas signifikans på ett bättre sätt än F-värdet. Resonemanget för R^2 värdet ligger i linje med det som fördes för de tioåriga statsobligationerna, varför vi här inte ska förklara det utförligare.

Slutligen återger vi resultaten även för de *tvååriga statsobligationerna*. Om man börjar med att granska t-värdena för motsvarande regression upptäcker man ett annorlunda mönster jämfört med de övriga två statsobligationerna. Skillnaden här är att två av t-värdena för månadsvariablerna uppvisar en signifikans. Mer specifikt rör det sig om β_4 och β_6 som är koefficienterna för månaderna april respektive juni. Innebörden av detta är att det uppstår överavkastningar under dessa månader för de tvååriga statsobligationerna. Överavkastningarna uppgår till 0.003558 för april samt 0.003031 för juni. Om man vidare tittar på variablerna för konjunkturen är det endast en av β :orna som är signifikant. Det gäller β_{22} och avser oktober månad. Tolkningen lyder att överavkastningen uppstår då lågkonjunktur och oktober sammanfaller. Den högre avkastningen motsvaras i detta fall av värdet 0.005521. De resterande β :orna för konjunkturvariablerna har ingen signifikans varför lågkonjunkturen inte har någon inverkan på avkastningen under de övriga månaderna.

Genom F-testet erhålls värdet 1.822497 samt sannolikheten 0.009726 vilka till skillnad från de föregående obligationerna uppvisar en signifikans. Därmed är det någon eller några av de oberoende variablerna ($\beta_1 - \beta_{23}$) som gemensamt förklarar y . I sin tur betyder detta, enligt F-testet, att de förklarande variablerna är av betydelse för regressionen medan det inte är fallet för de första två regressionerna. Om man endast tar hänsyn till F-testet, då man testat regressionens signifikans, kan man fastställa att månads- samt konjunktursvariablerna endast har en inverkan på avkastningen för de tvååriga statsobligationerna. Då F-testet inte är den enda måttstocken på regressionens signifikans är detta inte självt den avgörande faktorn för analysen.

R^2 värdet för regressionen är 0.016641 vilket är något högre än för de andra två statsobligationerna. Detta kan förklaras av att det enligt t-testet finns fler signifikanta oberoende variabler för de tvååriga statsobligationerna än de övriga två obligationerna, samtidigt som F-testet visar en signifikans.

För att summera den ovanstående analysen av de tre statsobligationerna följer här en kort jämförelse mellan dem för att se om ett mönster kan urskiljas. Om man börjar med att titta på den påverkan månaderna har på obligationsavkastningen ser man att denna faktor inte har någon effekt på avkastningen för de tio- och femåriga statsobligationerna. Indirekt innebär detta även, enligt vår definition (se avsnitt 2.3.3), att högkonjunkturen inte har någon inverkan på avkastningarna. Däremot finner vi att månadsvariablerna och därmed högkonjunkturen har en påverkan på de tvååriga statsobligationerna. Närmare bestämt bidrar det till överavkastningar i april och juni. När det däremot gäller lågkonjunkturens inverkan på avkastningen visar resultatet att denna har en negativ inverkan på månadsavkastningen för de tio- och femåriga statsobligationerna. Detta gäller dock inte för oktober månad då den i båda fallen uppvisar en positiv påverkan på avkastningen. För de tvååriga obligationerna uppstår överavkastningen endast i oktober i kombination med lågkonjunktur. För övrigt har lågkonjunkturen ingen påverkan på månadsavkastningen. Det enda återkommande mönstret som är gemensamt för alla tre obligationerna är att en överavkastning uppkommer då oktober månad och lågkonjunktur inträffar samtidigt.

Liknande mönster kan urskiljas vid en jämförelse av F-testet, t-testerna och R^2 värdena. För de första två obligationerna kan vi se lägre R^2 värden vilket hänger samman med att F-värdena är osignifikanta. För tvååriga obligationer däremot är R^2 något högre samtidigt som F-värdet är signifikant. Detta förhållande kan stärka vårt antagande om sambandet mellan de båda värdena.

I uppsatsen diskuterar vi, vid flera tillfällen, den effektiva marknadshypotesen (EMH) och dess betydelse för marknaden. Enligt denna går det inte att göra överavkastningar med hjälp av befintlig information. Vi redogör även för forskningen som ämnar till att motbevisa EMH genom att påvisa olika slags anomalier på marknaden. Givet att EMH gäller ska inga avvikelser i avkastningen förekomma. Vår studie visar dock att det är möjligt att göra överavkastningar på de undersökta svenska statsobligationerna. Detta är ytterligare ett stöd för motståndarna till EMH. Dock är det också så att om EMH gäller ska den av oss framlagda informationen leda till att priserna samt marknaden återgår till sin jämvikt. Det skulle vara möjligt att göra överavkastningar under en kortare period, men denna effekt skulle snabbt försvinna igen. De resultat som vi har fått fram och som i så fall skulle leda till att teorin om EMH kan ifrågasättas, faller inom den mellanstarka formens ramar. Detta eftersom informationen kan betraktas som offentligt tillgänglig då den redovisats.

Som det framgår av kapitel 3 och Random Walk modellen följer avkastningen inget återkommande mönster. Man menar i stället att eventuella över- och underavkastningar bestäms av slumpen. Då man ställer denna modell mot vårt utfall kan vi konstatera att obligationsavkastningen inte är slumpmässig. Detta påstående grundar vi på de avvikande avkastningarna som vi funnit för ett flertal perioder. Som vi redan har nämnt är ett flertal variabler signifikanta varför ett återkommande mönster i avkastningen går att urskilja, under den undersökta tioårsperioden.

Eftersom vi i denna studie delvis utgår från den ovan beskrivna artikeln av Chan och Wu jämför vi här kortfattat deras utfall med vårt. I sin studie kommer Chan och Wu fram till att avkastningen generellt är högre i lågkonjunktur på den amerikanska marknaden. Jämför man med vår undersökning som behandlar den svenska marknaden, ser vi ett omvänt resultat för de tio- och femåriga obligationerna. För dessa är avkastningen lägre i lågkonjunktur. För de tvååriga däremot har lågkonjunkturen ingen signifikant effekt bortsett från oktober. Rent konkret finner Chan och Wu att november månad ger de högsta avkastningarna i lågkonjunktur. Vi finner liksom de, att lågkonjunkturen ger upphov till skillnader i avkastningen, dock inträffar motsvarande effekt i oktober månad istället. Den största skillnaden mellan Chan & Wu's och vårt resultat är att de inte finner några avvikande avkastningar när det råder högkonjunktur medan våra resultat, för detta konjunkturläge, påvisar signifikanta överavkastningar i april och juni månad för de tvååriga statsobligationerna.

I inledningen diskuteras den s.k. januarieffekten då den ofta behandlas i samband med anomalier på marknaden. Med utgångspunkt i omfattande forskning kring detta fenomen har vi antagit att en januarieffekt möjligtvis kan urskiljas på den svenska obligationsmarknaden, närmare bestämt de valda statsobligationerna. Resultaten som vår studie har framlagt visar ingen signifikant januari påverkan under den undersökta perioden för någon av obligationerna. Att vi inte finner just denna effekt är kanske inte så förvånande om man har i åtanke att större delen av forskningen kring detta behandlar den amerikanska finansiella marknaden, mer bestämt den amerikanska aktiemarknaden.

6. Slutsats

I detta kapitel presenteras de slutsatser vi har kommit fram till under arbetets gång. Vidare ges här förslag till fortsatt forskning inom området.

6.1 Avslutande kommentarer

Kontroverserna mellan den effektiva marknadshypotesens förespråkare och dess motståndare består än idag. Konsekvenserna av detta är att forskningen inom detta område fortfarande är föremål för ständiga omprövningar. Syftet med denna uppsats är att lägga fram ytterligare argument i den aktuella debatten. Som framgår av vår undersökning leder de erhållna resultaten, till en början, att vi ställer oss på EMH motståndarnas sida. Dock förhåller det sig så, att vi inte enbart kan utgå från någon slags ”antingen-eller” uppfattning gällande vårt resultat, varför det nedan diskuteras utifrån båda inställningarna.

Vårt ställningstagande bygger på de genomförda uträkningarna som visar förekomsten av avvikelser från medelavkastningen i vissa månader under den undersökta perioden 1995 - 2004. Närmare bestämt visar resultaten att månaderna, och indirekt högkonjunkturen, inte har någon inverkan på genomsnittsavkastningen för de tio- och femåriga statsobligationerna. Däremot kan denna påverkan urskiljas för de tvååriga statsobligationerna i april och juni månad. Här inverkar den positivt på avkastningen vilket betyder att överavkastningar uppkommer i de nämnda månaderna. Då vi tar hänsyn till konjunkturens direkta inverkan på avkastningen ser vi att den påverkar samtliga statsobligationer. För de tio- och femåriga obligationerna har konjunkturen (dvs lågkonjunkturen) en negativ inverkan på avkastningen för samtliga månader medan denna effekt inte uppkommer i fallet med de tvååriga obligationerna. Då man granskar konjunkturens inverkan på de enskilda månaderna ser vi ett annorlunda mönster. Här visar vår undersökning en positiv inverkan på avkastningen i lågkonjunktur för oktober månad. Detta gäller för samtliga granskade statsobligationer under den nämnda tioårsperioden. Därmed kan man, trots de olikheter som resultaten uppvisar mellan de tre olika statsobligationerna, finna ett gemensamt återkommande fenomen. Alltså

uppkommer överavkastningar för samtliga statsobligationer då lågkonjunktur och oktober månad sammanfaller med varandra.

Om vi går tillbaka till hypotesen om effektiva marknaden och dess innebörd kvarstår faktumet att de av oss upptäckta effekterna endast består om denna information hålls hemlig. Givet att vårt tillvägagångssätt för att besvara problemställningen har lett till pålitliga slutsatser, tillkommer nya funderingar kring dessa effekters faktiska varaktighet. Enligt EMH är det inte möjligt att göra överavkastningar då ny, relevant information blir offentlig eftersom denna direkt återspeglas i priset. Av det följer att de av oss upptäckta effekterna så småningom skulle försvinna efter det att denna rapport offentliggörs. Anledningen är att aktörerna på marknaden då skulle agera utifrån vetskapen om dessa effekter, vilket i sin tur gör att effekterna, så småningom, försvinner och marknaden går tillbaka till sin jämvikt. Sammanfattningsvis kan vi konstatera att vårt resultat inte nödvändigtvis är tillräckligt för att kunna förkasta hypotesen om den effektiva marknaden. Emellertid kvarstår faktumet att man, under en kortare period, med hjälp av denna information kan förutsäga framtida avkastningar.

6.2 Förslag till vidare forskning

Området som behandlas i denna uppsats är väldigt omfattande och kan diskuteras utifrån flera perspektiv. Det finns många företeelser, inom ämnet, som är intressanta och viktiga att granska, men oftast är avgränsningar nödvändiga för att få relevanta svar. Med utgångspunkt i vår studie vill vi därför ge förslag till vidare forskning, som i sin tur kan bidra med mer kunskap om den svenska obligationsmarknaden. Ett möjligt förslag är att hitta ett antal faktorer som kan ha en inverkan på den utav oss konstaterade oktobereffekten samt att undersöka hur stor effekt de här faktorerna har på obligationsavkastningen. Ytterligare en infallsvinkel är att undersöka varför de nämnda effekterna (i form av månads- och konjunkturpåverkan på avkastningen) följer ett mer likartat mönster för de fem- och tioåriga stadsobligationerna jämfört med de tvååriga. En möjlig utgångspunkt är att fokusera på räntan och dess utveckling på längre sikt.

7. Källor

Artiklar

Al-Khazali, O.M. (2001) *Does the January effect exist in high-yield bond market?*, Review of Financial Economics, **10**, 71-80

Chan, K.C & Wu, H.K (1995) *Another look on bond market seasonality: a note*, Journal of Banking and Finance, **19**, 1047-1054

Chang, E.C. & Pinegar, J.M. (1986) *Return Seasonality and Tax-Loss Selling in the Market for Long-Term Government and Corporate bonds*, Journal of Financial Economics, **17**, 391-416

Chang, E.C., Pinegar, J.M., Ravichandran, R (1993) *International evidence on the robustness of the day-of-the-week effect*, Journal of Financial and Quantitative Analysis, **28**, 497-514.

Coutts, A.J., Kaplanidis, C., Roberts, J. (2000) *Security price anomalies in an emerging market; the case of Athens stock exchange*, Applied Financial Economics, **10**, 561-571

Dubois, M. & Louvet, P. (1996) *The-day-of-the-week effect: The international evidence*, Journal of Banking and Finance, **20**, 1463-1484

Fama, E. (1970) *Efficient Capital Markets, A Review of Theory and Empirical Work*, Journal of Finance, **25**, 383-417.

Fama, E. (1991) *Efficient Capital Markets II*, Journal of Finance, **46**, 1575-1618.

Fama, E. (1998) *Market efficiency, long-term returns, and behavioral finance*, Journal of Financial economics, **49**, 283-306.

- Gibbons, M.R. & Hess, P. (1981) *Day of the Week Effects and Asset returns*, The Journal of Business, **54**, 579-597.
- Gultekin, M. N. & Gultekin, N. B. (1983) *Stock market seasonality: international evidence*, Journal of Financial Economics, **12**, 469-81
- Haugen, R.A. & Jorion, P. (1996) *The January Effect: Still there after all these years*, Financial Analysts Journal, **52**, 27-31
- Jordan, S.D & Jordan, B.D (1991), *Seasonality in Daily Bond Returns*, Journal of Financial and Qualitative Analysis, **26**, 269-28.
- Kohers, G., Kohers, N., Pandey, V., Kohers, T. (2004) *The disappearing day-of-the-week effect in the worlds largest equity markets*, Applied Economic Letters, **11**, 167-171.
- Kohers, T & Kohli, R. K. (1991) *The anomalous stock market behavior of large firms in January: the evidence from the S&P composite and component indexes*, Quarterly Journal of Business and Economics, **30**, 14-33.
- Mehdian, S and Perry, M.J, (2002) *Anomalies in US equity markets: a reexamination of the January effect*, Applied Financial Economics, **12**, 141-145.
- Reinganum, M. R. (1983) *The anomalous stock market behavior of small firms in January: empirical tests for tax-loss selling effects*, Journal of Financial Economics, **12**, 89-104
- Riepe, M.W. (2001) *The January effect: Not dead yet, but not at all well*, Journal of Financial Planning, **14**, 44-46
- Rozef, M & Kinney, W (1976) *Capital market seasonality: the case of stock returns*, Journal of Financial Economics, **3**, 379-402.
- Smirlock, M (1985) *Seasonality and bond market returns*, Journal of Portfolio Management, **11**, 42

Smith, K.L (2002) *Government Bond Market Seasonality, Diversification, and Cointegration: International Evidence*, The Journal of Financial Research, **25**, 203-221

Wachtel, S (1942) *Certain observations on seasonal movements in stock prices*, Journal of Business, April, 184-193

Böcker

Andersson, H. (1994) *Vetenskapsteori och metodlära*,

Arnold, G (2002) *Corporate financial management*, Prentice Hall, andra upplagan.

Bodie, Z.R. & Merton, C. (2000) *Finance*, Prentice-Hall

Bryman, A. & Bell, E. (2003) *Business research methods*, Oxford University Press

Claesson, K. (1987) *Effektiviteten på Stockholms Fondbörs*, Ekonomiska forskningsinstitutet vid Handelshögskolan i Stockholm.

Dimson, Elroy (red) (1988) *Stock Market Anomalies*, Cambridge University Press.

Elton, E.J., Gruber, M.J., Brown, S.J., Goetzmann, W.N. (2003) *Modern Portfolio Theory and Investment Analysis (International Edition)*, Wiley.

Fabozzi, F (2001) *The handbook of fixed income securities*, McGraw-Hill

Fregert, K. & Jonung, L. (2003) *Makroekonomi: Teori, politik & institutioner*, Studentlitteratur.

Haugen, R. A. & Lakonishok, J. (1988) *The incredible january effect*, Dow Jones-Irwin

Hill, R.C., Griffiths, W.E., Judge, G.G. (2001) *Undergraduate econometrics*, Wiley, andra upplagan

Hässel, L., Norman, M., Andersson, C. (2001) *De finansiella marknaderna i ett internationellt perspektiv*, SNS Förlag, tredje upplagan.

Myers B, (2003), *Principles of corporate finance (International edition)*, McGraw-Hill, sjunde upplagan.

Pettersson, K-H (1996) *Aktiemarknadens anomalier*, Groveda

Ramanathan, R. (2002) *Introductory Econometrics with Applications*, South-Western, femte upplagan

Södersten, B. (red.) (2000) *Marknad och politik*, SNS Förlag, femte upplagan.

Wooldridge, J.M. (2003) *Introductory Econometrics: A Modern Approach*, South-Western, andra upplagan.

Elektroniska källor

<http://www.riksbanken.se/pagefolders/15840/finansmarknad04.pdf>, 2005-05-26

http://www.scb.se/statistik/OV/AA9999/2003A01/AA9999_2003A01_BR_X100ST0311.pdf, 2005-05-26

<http://www.riksbanken.se/pagefolders/15840/finansmarknad04.pdf>, 2005-05-26

http://www.rgk.se/oliver_upload/upl10206-Handbok%20Statspapper_dec04.pdf, 2005-05-26