

Södertörns högskola
Institutionen för ekonomi och företagande
Magisterkurs i finansiell företagsekonomi
Magisteruppsats 10 poäng
Handledare: Karl Gratzer
Bengt Lindström
Vårterminen 2005

södertörns
högskola

UNIVERSITY COLLEGE

Kan inflationsförändringar förutspå terminspremiens storlek?

– En studie på den svenska marknaden under en rörlig växelkursregim

Författare:

Andreas Johansson
Thomas Sundblad

Abstract

This thesis examines whether changes in Swedish inflation rates can predict the term premium between the Swedish three month- and twelve month treasury bill. By using time series data for the period 1992-12-31 to 2001-12-31 the null hypothesis that changes in inflation rates cannot predict the term premium is tested by two regression models. The regression models are constructed by using the expectation hypothesis (EH) and the Fisher effect. For the chosen period this thesis concludes that there is no correlation between changes in Swedish inflation rates and the term premium. Therefore it can be confirmed that the changes in Swedish inflation rates cannot predict the term premium. Because of autocorrelation results from one of the models must be interpreted with caution.

Keywords:

Term premium

Change in inflation rates

Expectation hypothesis

Fisher effect

Treasury bills

Sammanfattning

Uppsatsen behandlar frågan huruvida det existerar något samband mellan storleken på terminspremien och inflationsförändringar i Sverige. Genom hypotesprövning för perioden 1992-12-31 t.o.m. 2001-12-31, undersöks därigenom hur föregående perioders inflation påverkar terminspremien mellan den svenska tremånaders- och ettåriga statsskuldväxeln. I uppsatsen konstrueras två modeller utifrån förväntningshypotesen och Fishereffekten, som ska visa huruvida ett samband existerar. För den undersökta perioden nås slutsatsen, att modellerna inte kan påvisa att ett samband mellan terminspremiens storlek och inflationsförändringar i Sverige existerar. I den ena modellen råder dock viss autokorrelation, vilket innebär att resultaten från denna måste tolkas med viss försiktighet.

Nyckelord:

Terminspremie

Inflationsförändring

Förväntningshypotes

Fishereffekt

Statsskuldväxlar

Innehållsförteckning

<u>1. INLEDNING</u>	1
1.1 PROBLEMBAKGRUND	1
1.2 PROBLEMFÖRMULERING	2
1.3 SYFTE	2
1.4 AVGRÄNSNING	2
<u>2. TEORI</u>	4
2.1 FÖRVÄNTNINGSHYPOTEBEN	5
2.2 TIDIGARE FORSKNING	6
<u>3. METOD</u>	11
3.1 METODVAL	11
3.2 REGRESSIONSMODELLER	11
3.3 REGRESSIONSKONTROLL	13
3.3.1 DETERMINATIONSKOEFFICIENTEN, R^2	13
3.3.2 T-TEST.....	14
3.3.3 UNIT ROOT-TEST (DICKEY-FULLER).....	15
3.3.4 WHITES GENERELLA HETEROSKEDASTICITETSTEST	16
3.3.5 BREUSCH-GODFREY (BG) TEST	17
<u>4. ANALYS OCH RESULTAT</u>	19
4.1 STATIONÄRITET	19
4.2 REGRESSIONSRESULTAT	20
<u>5. SLUTSATS</u>	29
<u>6. SLUTDISKUSSION</u>	30
6.1 KRITISK GRANSKNING	30
6.2 FÖRSLAG TILL FORTSATT FORSKNING	31
<u>7. REFERENSER</u>	32
APPENDIX A - DATA	A

1. Inledning

1.1 Problembakgrund

Riksgäldskontoret tillkännager varje vecka den genomsnittliga statslåneräntan, vilket är ett vägt genomsnitt av den långa och korta räntan, i förhållande till hur mycket som har investerats i respektive statspapper. Om det går att förutsäga förändringar i den korta räntan i förhållande till den långa, skulle Riksgäldskontoret kunna minska sina ränteutbetalningar, medan investerare skulle kunna placera i papper som ger högre avkastning. Detta implicerar att en s.k. *terminspremie* uppstår vid skillnader mellan korta rullande placeringar och en placering med längre löptid. Terminspremien är med andra ord en kompensation för den extra inflationsrisken, en överavkastning som medför vid placering i papper med längre löptider. Är det då praktiskt möjligt att förutsäga storleken på terminspremien?

Enligt förväntningshypotesen (EH) gällande räntors terminsstruktur, bestäms långa räntor av förväntningar om den framtida korta räntan. Förväntningshypotesen som har utformats av Fisher (1930) och Keynes (1930) är fortfarande en av de bäst förklarande teorierna för fastställandet av långa räntor. Den har dessutom hög förklaringsgrad empiriskt sett, gällande sambandet mellan korta och långa räntor. (Musti & D'Ecclesia 2003)

Ett stort antal forskningsrapporter har publicerats inom ämnet, d v s huruvida förväntningshypotesen håller inom olika länder. Dahlquist och Jonsson (1995) fann att teorin håller för den svenska marknaden, vid användning av data mellan åren 1984-1992. Denna studie baseras således på data under en tid där Sverige hade fast växelkursregim, vilket leder till frågan huruvida studiens resultat även kan överföras till åren efter 1992, då Sverige övergick till en rörlig växelkursregim? Campbell & Shiller (1991) har bland många andra forskat kring den amerikanska marknaden, och har kommit fram till att förväntningshypotesen inte håller för denna. De flesta av dessa studier baseras på data efter första världskriget och grundandet av Federal Reserve. (Musti & D'Ecclesia 2003)

Engle et al (1987) testade förväntningshypotesen med hjälp av den s.k. ARCH-M modellen (autoregressive conditional heteroscedasticity) där de kom fram till att teorin inte håller och påvisade således att det existerar en terminspremie över tiden.

Senare års forskning, Campbell & Galbraith (1997), Henry (1999), Iyer (2000) och Maki (2005), med förväntningshypotesen som utgångspunkt, har baserats på Engle et al (1987) resultat men där de sökt finna högre förklaringsvärde till uppkomsten av en terminspremie i andra modeller. Exempelvis Flavin & Limosani (2000) fokuserade på makroekonomiska faktorer såsom skuld/BNP-kvoter för Italien, Frankrike, England, Tyskland och Belgien för att söka eventuell förklaring till storleken på ländernas riskpremier.

Med bakgrund i ovanstående diskussion föreligger det intressant både för Riksgäldskontoret och investerare, att för svenska marknaden under en rörlig växelkursregim söka eventuellt samband mellan någon form av förändring i inflationen och terminspremiens storlek.

1.2 Problemformulering

Existerar det något samband mellan storleken på terminspremien och inflationsförändringar i Sverige?

1.3 Syfte

Syftet med uppsatsen är att genom hypotesprövning, för perioden 1992-12-31 t.o.m. 2001-12-31, undersöka hur föregående perioders inflation påverkar terminspremien mellan den svenska tremånaders- och ettåriga statsskuldväxeln. Hypotesen som i denna uppsats kommer att prövas är följande;

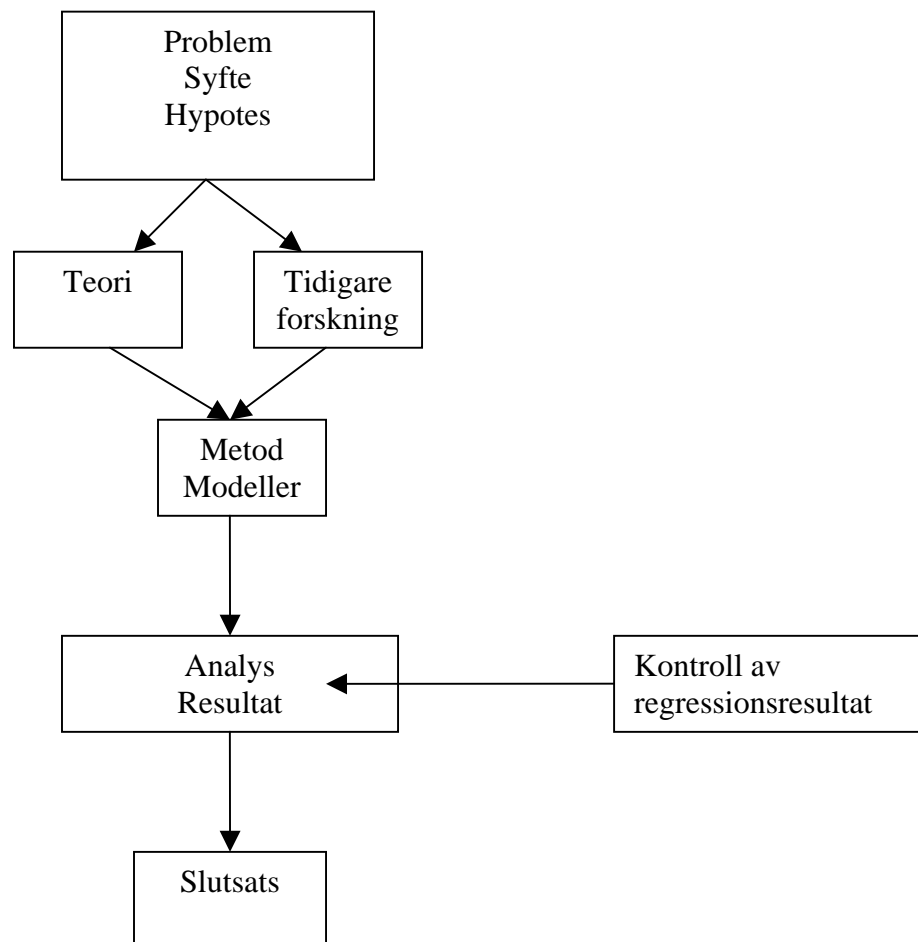
H_0 : *Föregående periods inflationsförändring kan inte förutspå terminspremiens storlek*

H_1 : *Föregående periods inflationsförändring kan förutspå terminspremiens storlek*

1.4 Avgränsning

Vi har valt att endast koncentrera oss på förändringar i inflationen över den valda tiden och föregående periods terminspremie som förklaringsvariabler, någon hänsyn till växelkursförändringar har alltså ej tagits. Detta beror på att vi endast utgår ifrån Fishereffekten, som ej innefattar växelkursförändringar. Vi vill också understryka att den valda tidsperioden börjar först efter att Sverige fick rörlig växelkurs vilket innebär att

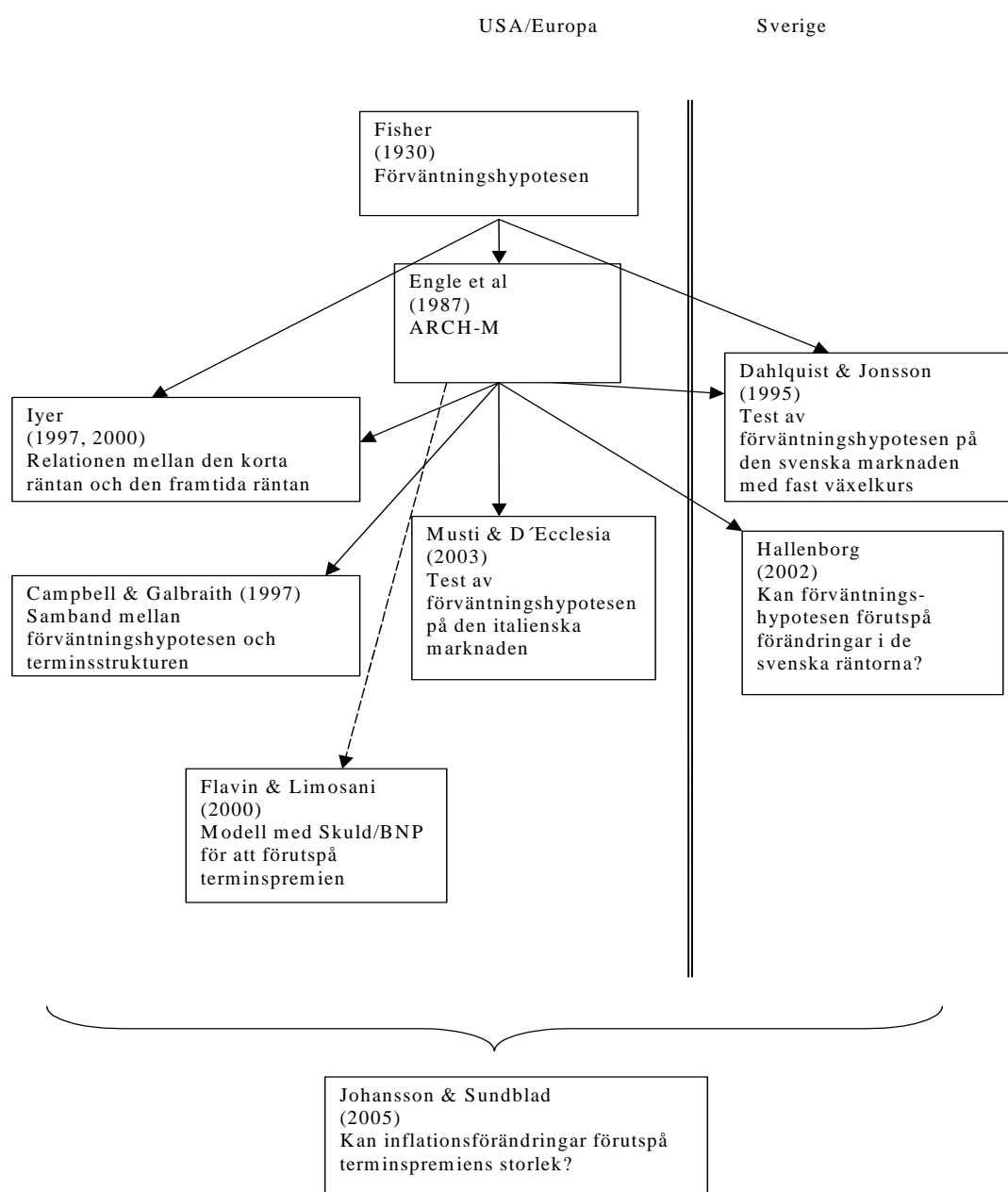
extremvärden, före och efter denna händelse, kommer att uteslutas ur regressionsmodellerna. Slutligen ämnar denna uppsats att gälla enkom för tidsperioden 1992-12-31 t.o.m. 2001-12-31, en avgränsning som enligt oss är nödvändig och tillräcklig, då två konjunkturcykler fångas upp och iakttas.



Figur 1. Uppsatsdisposition. (Egen bearbetning)

2. Teori

I detta kapitel presenteras den teori och tidigare forskning inom ämnet, som ligger till grund för uppsatsen och dess modellbyggande. För att enklare kunna följa detta kapitel presenteras först en teoretisk referensram, som visar hur de olika teorierna och den tidigare forskningen hänger samman. Inledningsvis beskrivs således de elementära teorier mest ur förståelsehänseende för den kommande delen av kapitlet. Vidare presenteras den tidigare forskning som har haft dessa teorier som utgångspunkt, vilka också kommer att inbegripas i viss mån i vår analysdel.



Figur 2. Teoretisk referensram. (Egen bearbetning)

2.1 Förväntningshypotesen

Den enkla förväntningshypotesen (PEH) säger att om investerare är riskneutrala och endast tar hänsyn till den förväntade avkastningen, kommer den förväntade enperiodiga avkastningen, $E_t H_{t+1}^{(n)}$, vara lika stor för alla papper oavsett löptid, n . Denna avkastning kommer att vara lika med r_t , vilken är den riskfria avkastningen för ett enperiodigt papper. I den enkla förväntningshypotesen är följaktligen terminspremien noll för alla löptider, vilket innebär att; (Cuthbertson 1996, s. 219f)

$$E_t H_{t+1}^{(n)} = r_t \quad (\text{för alla } n) \quad (1)$$

Även antagandet om rationella förväntningar kan inkluderas i den enkla förväntningshypotesen, d v s om investerarna antas ha rationella förväntningar kan den enperiodiga avkastningen för ett n -periodigt papper skrivas som;

$$H_{t+1}^{(n)} = E_t H_{t+1}^{(n)} + \eta_{t+1}^{(n)} \quad (2)$$

där $\eta_{t+1}^{(n)}$ i (2) står för prognosfelet en period framåt i tiden. Det förväntade prognosfelet givet informationen vid tidpunkten t är noll. (Cuthbertson 1996, s. 220) Detta innebär således att den realiserade överavkastningen (terminspremien) kan skrivas som;

$$H_{t+1}^{(n)} - r_t = \eta_{t+1}^{(n)} \quad (\text{för alla } n) \quad (3)$$

Tolkningen av (3) blir således, enligt den enkla förväntningshypotesen, att terminspremien ska vara noll och vara oberoende av all information vid tidpunkten t samt vara seriellt okorrelerad. Ett rimligt antagande är dock att den enperiodiga avkastningen på ett papper med längre löptid är högre, på grund av osäkerhet i avkastningen eftersom papperet säljs till ett okänt pris efter en period. Denna s.k. överavkastning, eller ”riskbelöning”, beror följaktligen på någon form av terminspremie, $T_t^{(n)}$. Den förväntade enperiodiga avkastningen kan då skrivas som; (Cuthbertson, 1996, s. 220)

$$E_t H_{t+1}^{(n)} = r_t + T_t^{(n)} \quad (4)$$

De enklaste antagandena är att denna terminspremie är konstant över tiden, samt att den är oberoende av papperets löptid, d v s $T^{(n)}_t = T$. Dessa antaganden leder fram till förväntningshypotesen (EH), vilken ger analoga prognoser som den enkla förväntningshypotesen, närmare bestämt att terminspremien är seriellt okorrelerad och att denna är oberoende av informationen vid tidpunkten t . (Cuthbertson 1996, s. 220)

Då investerare antas ha rationella förväntningar och terminspremien är konstant över tiden, kan (4) skrivas om till;

$$\text{Var}[H^{(n)}_{t+1}] \geq \text{Var}(r_t) \quad (5)$$

Detta implicerar således att variansen för den enperiodiga överavkastningen för ett n -periodigt papper, är större än eller lika med variansen för en enperiodig riskfri avkastning. (Cuthbertson 1996, s. 220) Om avkastningens varians används som ett mått på den risk som är förknippad med en specifik investering, implicerar detta att risken som är förknippad med att hålla ett n -periodigt papper under en period, är större än risken som är förknippad med att investera i ett enperiodigt papper.

2.2 Tidigare forskning

Fishersambandet är ett förhållande mellan de nominella räntorna och inflationen, där den nominella räntan ska avspegla förändringar i inflationen och de ska vara lika stora oberoende av vilken valuta det är om de har samma risk. De nominella ränteskillnaderna mellan två länder förklaras av skillnader i inflationstakt;

$$r = a + i + ai \quad (6)$$

där;
 r = nominell ränta
 a = real ränta
 i = förväntad inflation

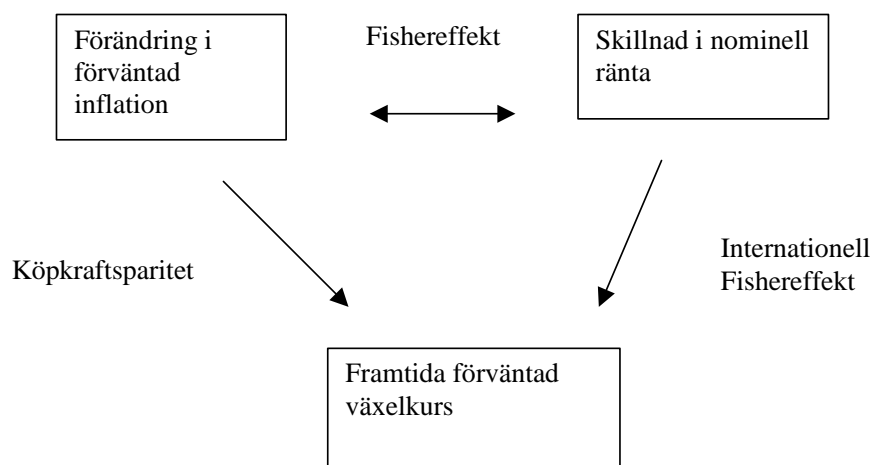
Den internationella Fishereffekten har starka kopplingar till den finansiella marknaden och beskriver den internationella jämvikten för räntor, med korrigering av de förväntade valutakursförändringarna. Detta ger;

$$(1 + r_S) = (1 + R_U) + \text{förväntad växelkursförändring} + \text{riskpremie} \quad (7)$$

där; r_S = Svensk ränta
 R_U = Utländsk ränta

Räntepariteten (7) påverkar inte inhemska aktörer medan det är av stor vikt för utländska aktörer. Om en utländsk aktör investerar i ett svenskt statspapper med en årlig avkastning på 10 %, samtidigt så försvagas växelkursen med 10 %, då blir avkastningen 0. (Hässel et al 2003, s. 27ff) Detta antagande grundas på att det inte ska gå att göra någon arbitragevinst genom att låna i ett land till en för landet specifik ränta, för att sedan växla pengarna till en ny valuta och placera dessa i det nya landet.

Köpkraftspariteten kan beskrivas som hur mycket en vara kostar i gemensam valuta, ett exempel på denna paritet är det s.k. BigMac-indexet som mäter hur mycket en BigMac kostar i olika länder. Köpkraftsparitet är definitivt inte något som stämmer på kort sikt. Cykliska variationer förekommer på flera år, över och under den teoretiska jämviktskursen, men i det långa loppet påverkas en valutas styrka av skillnader i prisutvecklingen (köpkraftspariteten). Inflationsskillnader påverkar växelkursen och indirekt räntan på lång sikt medan på kort sikt har den ingen påverkan alls på någon av dem. (Hässel et al 2003, s. 41f)



Figur 3. Fishers nätverk. (Egen bearbetning)

Engle et al (1987) gör ett antagande att de standardiserade metoderna för att förklara riskpremiens storlek är för enkla, och passar således inte för tidsserieanalyser. I undersökningen skapas en ARCH-M modell, som mäter både riskpremiens storlek och hur den varierar över tiden. Engle et al (1987) anser att detta är nödvändigt då tidigare forskning med förväntningshypotesen som utgångspunkt inte har kunnat förklara den observerade data, pga. att variansen i den långa räntan är för hög för att stämma överens med förväntningshypotesen. Författarna hävdar vidare att riskpremien uppkommer av oväntade svängningar i räntan. I undersökningen används data från amerikanska tvåmånaders- och sexmånaders statsskuldväxlar samt tjugoåriga Aaa- företagsobligationer, för att finna huruvida en tidsvarierande riskpremie existerar och i så fall vilken storlek den antar. Engle et al (1987) finner att det i relativt lugna perioder, d v s i perioder utan större oväntade svängningar i räntan, förklarar ARCH-M modellen uppkomsten av en tidsvarierande riskpremie på ett statistiskt signifikant sätt. Däremot i mer volatila perioder, blir ARCH-M modellens prognoser av riskpremien mindre statistiskt signifikanta. Sammanfattningsvis förkastar således Engle et al (1987) förväntningshypotesen under mindre volatila perioder, men kan emellertid inte förkasta teorin under perioder med hög volatilitet.

Dahlquist & Jonsson (1995) undersöker huruvida förväntningshypotesen håller för den svenska marknaden, under en tid då Sverige hade en fast växelkursregim. Empiriskt studerade de relationen mellan terminsräntor och korta nominella räntor med hjälp en error-correction modell (ECM) på svenska stadsskuldväxlar. De fann att terminsräntorna, för alla löptider, innehåller information om framtida avistaräntor. Vidare, i motsats till många andra forskningar, kom de fram till att förväntningshypotesen håller och således att det inte existerar en terminspremie. De påpekar också att dessa resultat ska betraktas med försiktighet, då det i modellen råder instabilitet i en del parametrar. (Dahlquist & Jonsson 1995)

Iyer (1997) förkastar förväntningshypotesen i en undersökning för den amerikanska marknaden gällande 1-6 månaders räntor, med hjälp av en version av ARCH-M modellen. Vidare påvisas i undersökningen ett starkt samband mellan nuvarande periods och föregående periods terminspremie. Iyer (2000) undersöker sedan om det finns någon relation mellan den korta och långa räntan. I undersökningen konstaterar han att fel i förväntningar om tidigare perioders räntor och en tidsvarierande förväntad terminspremie är positivt korrelerade, när det

gäller papper med längre löptid. Däremot för papper med kortare löptid, råder en svagt negativ korrelation. (Iyer 2000)

Campbell & Galbraith (1997) utgår även de från Engle et als (1987) undersökning, där de med en version av ARCH-M modellen söker bevisa förväntningshypotesens konsistens. Undersökningen har som utgångspunkt att det inte finns några empiriska resultat som stödjer förväntningshypotesen, i den mening att skillnaden mellan långa och korta räntor innehåller någon information om framtida ränteförändringar. Campbell & Galbraith (1997) kommer således fram till att förväntningshypotesen håller, men för den enkla formen av förväntningshypotesen (PEH) finner de ingen modell som till fullo kan förklara.

Hallenborg (2002) undersöker huruvida förväntningshypotesen kan förutspå förändringar i de korta svenska räntorna, eller om det existerar en tidsvarierande terminspremie. I undersökningen, som baseras på en period med rörlig växelkurs, finner hon att en terminspremie existerar genom en skattning av förväntningshypotesen. Dessutom testas denna terminspremie med hjälp av en GARCH-M modell, för att se huruvida den är tidsvarierande. Undersökningen påvisar slutligen att det för majoriteten av de löptider som kontrolleras, finns en konstant liksom en tidsvarierande terminspremie. (Hallenborg 2002) förkastar med andra ord förväntningshypotesen, med viss reservation, då det råder hög autokorrelation mellan data.

Musti & D'Ecclesia (2003) undersöker huruvida förväntningshypotesen håller för den italienska marknaden. Empiriskt presenterar de tester av förväntningshypotesen baserade på en korrelations- och error-correction modell (ECM), likt Dahlquists & Jonssons (1995). Musti & D'Ecclesia (2003) finner att ECM- och korrelationsanalyserna stödjer förväntningshypotesen, vilket således gör gällande att den håller för den italienska marknaden.

Flavin & Limosani (2000) undersöker skillnader i riskpremier för reala räntor, mellan Italien, Frankrike, England, Tyskland och Belgien. De hävdar inledningsvis att det saknas empiriska undersökningar, för att förklara riskpremiens storlek med hjälp av makroekonomiska faktorer. Därav utgår Flavin & Limosani (2000) ifrån skuld/BNP-kvoter för att söka förklaringsgrad till riskpremiens olika storlekar mellan länder. Författarna finner att skuld/BNP-kvoten har

statistisk signifikans för de långa reala ränteskillnaderna, och de förklarar denna påverkan med att finansmarknaden kräver en högre riskpremie för länder med högre skulder. Flavin & Limosani (2000) påvisar vidare att på kort tid påverkas inte de korta ränteskillnaderna mellan länderna av den valda kvoten. Slutligen konstateras att skuld/BNP-kvoten är en betydelsefull variabel för att förklara storleken på riskpremien mellan de utvalda länderna.

3. Metod

I detta kapitel presenteras och argumenteras för de olika metodval som har gjorts, inklusive uppbyggandet och kontrollen av de regressionsmodeller som ligger till grund för uppsatsens hypotes. Modellbyggandet utgår således från tidigare presenterade teorier och antaganden.

3.1 Metodval

Då uppsatsen uteslutande bygger på primärdata, i form av inflation och räntor mellan 1992-12-31 – 2001-12-31, förefaller det konstitutivt att säga att vi utgår från ett kvantitativt angreppssätt i vår undersökning. Detta val stöds också av att vi använder oss av hypotesprövning genom två olika regressionsmodeller, för att besvara vår övergripande problemformulering. Den primärdata uppsatsen mestadels bygger på är hämtade från databasen Ecwin, vilka är svårmanipulerade och torde således vara tillräckligt tillförlitliga. Daturvalet består av 36 stycken kvartalsvis förändringar, d v s 37 stycken observationer, vilket torde vara tillräckligt då detta innebär att vi har fyra stycken förändringar per år under den valda tidsperioden. Den sekundärdata som har samlats in är publicerade tidskrifter, samt allmänt vedertagen teori och används för att få en mer förklarande aspekt i vår undersökning. Detta innebär således att vi antar en deduktiv ansats i vår undersökning, där vi med hjälp av dessa bygger våra regressionsmodeller och söker förklara resultatet av vår hypotesprövning.

3.2 Regressionsmodeller

Fishersambandet säger;

$$r_{\text{Sverige}} - r_{\text{Utländ}} = \text{inf}_{\text{Sverige}} - \text{inf}_{\text{Utländ}} \quad (8)$$

där;

- r_{Sverige} = nominella räntan i Sverige
- $r_{\text{Utländ}}$ = nominella räntan utomlands
- $\text{inf}_{\text{Sverige}}$ = inflationen i Sverige
- $\text{inf}_{\text{Utländ}}$ = inflationen utomlands

Förväntningshypotesen ger;

$$r_{12} = r_3^4 \quad (9)$$

där; r_{12} = den svenska 12 månaders räntan
 r_3 = den svenska 3 månaders räntan

Sammanslagning av (8) och (9) ger;

$$r_{12} - r_3^4 = \inf_{\text{Sverige}} - \inf_{\text{Sverige}} = 0 \quad (10)$$

Detta resultat stämmer överens med den enkla förväntningshypotesen (PEH), där det inte existerar någon terminspremie. Häll (2002) och Hallenborg (2002) har gjort undersökningar som påvisar att det existerar en tidsvarierande terminspremie, men att det inte går att göra en bra bedömning av hur stor den är med ARCH-M modellen, som presenterades av Engle et al (1987) för att det finns för mycket autokorrelation i residualerna. Detta leder oss fram till den första modellen som vi kommer att testa;

$$\mathbf{Y}_t = \beta_1 \mathbf{X}_i + \mathbf{u}_i \quad (11)$$

där; $\mathbf{Y}_t = (r_{12} - r_3^4)$ = terminspremie
 \mathbf{X}_i = inflationsförändring i period i

$$H_0 : \beta_1 = 0$$

$$H_1 : \beta_1 \neq 0$$

Den andra modellen som vi kommer att testa är en autoregressiv modell, vilket betyder att den oberoende variabeln är densamma som den beroende variabeln i föregående period. Denna modell bygger på error-learning-teorin av Cagan och Freidman, där grundantagandet är att människor lär av misstag vilket minskar felen över tiden. (Gujarati 2003, s. 670ff) Efter varje tidsperiod omvärderar människor räntan och korrigerar felprissättningen som inträffade föregående period. Gujarati (2003) förklarar även att det finns en del anledningar till att använda tidslag av olika slag i regressionsmodeller. Det första är en psykologisk effekt där människor inte ändrar sina värderingar över en natt, utan att de förändras långsamt över tiden.

Den andra anledningen som är relevant för denna undersökning är något som Gujarati (2003) kallar för institutionella orsaker. Med detta menas när en placerare ligger på en position med lång löptid, då de korta placeringarna kan variera, uppstår det en terminspremie om förväntningarna inte stämmer. Dessa anledningar leder oss fram till vår andra regressionsmodell;

$$Y_t = \beta_1 X_i + \beta_2 Y_{t-1} + u_i \quad (12)$$

där; $Y_t = (r_{12} - r_3^4) =$ terminspremie
 $X_i =$ inflationsförändring i period i
 $Y_{t-1} = (r_{12} - r_3^4)_{t-1} =$ föregående periods terminspremie

$$H_0 : \beta_1 = 0$$

$$H_1 : \beta_1 \neq 0$$

3.3 Regressionskontroll

3.3.1 Determinationskoefficienten, R^2

Determinationskoefficienten, R^2 , indikerar vilken styrka det finns mellan den beroende variabeln och de oberoende variablerna. Ju högre R^2 är desto bättre förklarar de oberoende variablerna variansen i den beroende variabeln. R^2 beräknas; $R^2 = \frac{SSR}{SST}$ och är mellan 0 och

1. Om värdet är 1 passar modellen perfekt och om den är 0 finns det ingen relation mellan variablerna i modellen. R^2 kommer vi att använda oss av för att se vilken förklaringsgrad, som dels den faktiska inflationsförändringen har på terminspremien, men även föregående periods terminspremie som används i modell två. (Gujarati 2003, s.81ff)

3.3.2 T-test

Ett T-test visar om det finns något linjärt regressions samband mellan den beroende variabeln Y_t och den oberoende variabeln X_t . Testet utförs genom en enkel hypotesprövning som formuleras enligt följande;

$$H_0 : \beta_1 = 0$$

$$H_1 : \beta_1 \neq 0$$

Om lutningen β är större än noll finns det ett linjärt samband mellan X_t och Y_t , vilket innebär att nollhypotesen (H_0) kan förkastas. Om nollhypotesen inte kan förkastas finns det således inte heller något statistiskt säkerställt samband mellan X_t och Y_t . T-testet beräknas enligt följande; (Gujarati 2003, s. 127ff)

$$t = \frac{\hat{\beta}_2 - \beta_2}{se(\hat{\beta}_2)} \quad (13)$$

där; $\hat{\beta}_2$ = urvalets beta

β_2 = populationens beta

$se(\hat{\beta}_2)$ = standardavvikelse för urvalets beta

När signifikansnivån α har valts kan det kritiska t-värdet utläsas ur en tabell. Nollhypotesen kan förkastas då det teoretiska t-värdet överskrider det kritiska t-värdet, vid en specifik signifikansnivå α . P-värdet är ett mått som visar vid vilken lägsta signifikansnivå som nollhypotesen kan förkastas. Vanligtvis låter man α vara 5 % (0,05) vilket ger en kritisk gräns för t-kvoten på 1,96 när det finns fler än 120 stycken observationer. Detta ger en statistisk signifikans på 5 % -nivån, vilket innebär att om det teoretiska t-värdet är högre än 1,96 är sannolikheten att det skattade β -värdet är noll mindre än 5 %. I och med att vår undersökning baseras på 37 stycken observationer kommer det kritiska t-värdet att bli något högre än 1,96.

3.3.3 Unit root-test (Dickey-Fuller)

Ett problem som kan uppstå vid tidsserieanalyser är att den data som finns inte är stationär. Det vill säga att variansen hos den beroende variabeln inte är konstant. För att testa om den data som finns är stationär kommer vi att använda ett vedertaget unit root-test som går till enligt följande;

$$Y_t = \rho Y_{t-1} + u_i \quad -1 \leq \rho \leq 1 \quad (14)$$

där; u_i = felvariabel

Ta bort Y_{t-1} från båda sidorna;

$$Y_t - Y_{t-1} = \rho Y_{t-1} - Y_{t-1} + u_i \quad (15)$$

Vilket leder till;

$$\Delta Y_t = \delta Y_{t-1} + u_i \quad (16)$$

där; ΔY_t = förändringen i Y

$$\delta = (\rho - 1)$$

Nollhypotesen för detta test är $\delta = 0$. Om $\delta = 0$ så är $\rho = 1$ och då är tidsserien icke-stationär. Om den data som finns i testet är icke-stationär förklaras förändringar i Y_t av felvariabeln $Y_t = u_{i0}$. Vid en regression av Y_t går det inte att använda t-tester för att Y_{t-1} inte är normalfördelad. Dickey & Fuller (1979) visade att de beräknade t-värdena för Y_{t-1} följer τ (tau) statistiken. Dickey-Fuller testet förutsätter en nollhypotes; $H_0: \delta = 0$, om det går att förkasta nollhypotesen kan man använda ett vanligt t-test. T-testet kan också användas även om testet visar att data är icke-stationär, men då kan slutsatser endast dras utifrån den valda tidsperioden. (Gujarati 2003, s. 814ff)

Om felvariablerna ε_t är korrelerad med Y_t har Dickey-Fuller konstruerat ett annat test (ADF), där de lägger till tillräckligt många laggade versioner av Y_t , så att felvariablerna blir seriellt okorrelerade. Det är fortfarande $\delta = 0$ som mäts och teoretiska t-värden jämförs med kritiska τ -värden. Testet går till enligt följande; (Gujarati 2003, s. 817f)

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \delta Y_{t-1} + \sum_{i=1}^m \alpha_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (17)$$

där; ε_t = felvariabel
 $\Delta Y_{t-1} = (Y_{t-1} - Y_{t-2})$

Vi har således valt att använda ADF-testet, för att från början ta hänsyn till att felvariabeln kan vara korrelerad med den beroende variabeln.

3.3.4 Whites generella heteroskedasticitetstest

Ett annat problem som kan uppstå med en tidsserie gäller antagandet om homoskedasticitet, d v s att felvariablerna har konstant varians. (Gujarati 2003, s. 413f)

$$E(u_i^2) = \sigma^2 \quad i = 1, 2, \dots, n \quad (18)$$

Orsaker till att det uppstår heteroskedasticitet, olika varians, är error-learning problematiken. Människor lär sig av misstagen och på så sätt minskar också felvariabeln. Detta antagande gör att den förväntade variansen kommer att minska. I uppsatsen kommer denna problematik vara intressant för att se om terminspremien har minskat och placerare och centralbanker lärt sig förutse ränte- och inflationsförväntningar bättre. Vi har valt att med hjälp av Whites generella heteroskedasticitetstest kontrollera om den data som uppsatsen bygger på innehåller någon heteroskedasticitet. Om man har följande modell och ska utföra Whites test;

$$Y_i = \beta_1 + \beta_2 X_{2i} + \beta_3 X_{3i} + u_i \quad (19)$$

Först drar man en regression för att ta fram residualerna, därefter konstruerar man en regression med residualerna som beroende variabel och de oberoende variablerna från föregående regression;

$$\hat{u}_i^2 = \alpha_0 + \alpha_2 X_{2i} + \alpha_3 X_{3i} + \alpha_4 X_{2i}^2 + \alpha_5 X_{3i}^2 + \alpha_6 X_{2i} X_{3i} + v_i \quad (20)$$

Från denna regression får man fram ett R^2 -värde, som med nollhypotesen att det inte finns någon heteroskedasticitet, kan visa att beroende av urvalets storlek (n) följer regressionen asymptotiskt en χ^2 -distribution. (Gujarati 2003, s.413f)

$$n \cdot R^2 \underset{asy}{\sim} \chi_{df}^2 \quad (21)$$

Där antalet frihetsgrader är beroende av hur många oberoende variabler som finns i modellen, och om det χ^2 -värde som man får fram är större än det kritiska χ^2 -värdet kan man förutsätta att det finns heteroskedasticitet. Om det inte överskrider det kritiska värdet så är $\alpha_2 = \alpha_3 = \alpha_4 = \alpha_5 = \alpha_6 = 0$. (Gujarati 2003, s. 413f)

3.3.5 Breusch-Godfrey (BG) test

Ett tredje problem som kan uppstå med tidsserier är att den data som används innehåller autokorrelation, d v s att föregående periods observerade felvariabel påverkar nuvarande periods observerade felvariabel. (Gujarati 2003, s. 472ff)

$$E(u_i u_j) \neq 0 \quad i \neq j \quad (22)$$

Det finns flera orsaker till att det uppstår autokorrelation, för denna uppsats är det viktigaste att det finns olika sorters tidslagg. Exempelvis beror denna periods konsumtion av hur mycket vi konsumerade och sparade i föregående period. Om det sker en inkomstökning påverkar det inte direkt konsumtionen eftersom konsumenterna inte ändrar sitt konsumtionsmönster direkt. Om det råder autokorrelation kommer inte OLS att vara effektiv utan konfidensintervallet kommer att vara större, vilket resulterar i att nollhypotesen inte kan förkastas. Om modellen som används är en autoregressiv modell, vilket är fallet i vår andra modell, kan inte Durbin-Watson's d-statistik användas utan då måste Breusch-Godfrey (BG) test göras. (Gujarati 2003, s. 472ff)

Med en vanlig regressionsmodell;

$$Y_t = \beta_1 + \beta_2 X_t + u_i \quad (23)$$

Först estimeras de olika variablerna med OLS och residualer tas fram. Vidare använder man residualerna som beroende variabel och drar en regression med X_t och olika tidslagg av residualerna som oberoende variabler.

$$\hat{u}_t = \alpha_1 + \alpha_2 X_t + \rho_1 \hat{u}_{t-1} \quad (24)$$

där; \hat{u}_t = residualer
 X_t = oberoende variabel
 \hat{u}_{t-1} = residualer med tidslagg 1 period

Breusch-Godfrey visade att;

$$(n-p)R^2 \sim \chi^2_p \quad (25)$$

$(n-p)$ multiplicerat med R^2 -värdet som man fick från (24) följer χ^2 -distributionen med p frihetsgrader. (Gujarati 2003, s.472ff)

4. Analys och resultat

I detta kapitel presenteras och diskuteras, med hjälp av den teoretiska referensramen, de regressionsresultat som har påvisats samt den regressionskontroll som har genomförts utifrån avsnitt 3.3. Utifrån uppsatsens hypotesprövning söker vi hur föregående perioders inflation påverkar terminspremien mellan den svenska tremånaders- och ettåriga statsskuldväxeln, vilket också är uppsatsens syfte.

4.1 Stationäritet

Tabell 1: Teststatistik för ”Augmented Dickey-Fuller” (ADF) för perioden 1992-12-31 t.o.m. 2001-12-31

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \delta Y_{t-1} + \sum_{i=1}^m \alpha_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t$$

	t-statistik	Kritiskt τ -värde
Utan trend	-2,632	-3,00
Med trend	-2,722	-3,60

Källa: Egen bearbetning av data från Ecwin.

Tabell 1 visar resultaten från ADF-testet, där vi testade huruvida undersökningens data är stationär. Då t-värdena inte överskrider de kritiska τ -värdena, betyder detta att de valda tidsseriedata är icke-stationära med 95 % signifikans. Detta resultat får till följd att vi endast kan dra slutsatser gällande den tidsperiod som tidsseriedata omfattar, och därmed kan vi alltså inte dra några generella slutsatser gällande andra tidsperioder. (Gujarati 2003, s. 798)

4.2 Regressionsresultat

Tabell 2: Teststatistik för Whites generella heteroskedasticitetstest för modell ett (11), för perioden 1992-12-31 t.o.m. 2001-12-31

Inflationsperiod	R^2	χ^2
t-1	0,002	0,072
t-2	0,006	0,216
t-3	0,003	0,108
t-4	0,002	0,072
t-5	0,001	0,036
t-6	0,000	0,000
t-7	0,026	0,936
t-8	0,030	1,080
Kritiskt χ^2	$n \cdot R^2 \underset{asy}{\sim} \chi^2_{df}$	5,99147
5 % signifikansnivå		
df = 2	n = 36	

t står för observerat datum och t-X står för observerat datum minus X kvartal.

Källa: Egen bearbetning av data från Ecwin.

Ovanstående tabell visar resultaten av Whites generella heteroskedasticitetstest gällande modell ett, där nollhypotesen om homoskedasticitet har prövats. Då de teoretiska χ^2 -värdena ligger långt under det kritiska χ^2 -värdet, kan vi med 95 % signifikans konstatera att det inte råder någon heteroskedasticitet mellan residualernas varians. Det som är av intresse i detta fall är, i och med att det råder homoskedasticitet, att det inte finns någon error-learning effekt. Med detta menas att marknaden inte lär sig av föregående perioders fel i förväntningar, vilket har gjort att placerare och centralbanker inte har blivit bättre på att förutspå terminspremiens storlek för den valda tidsperioden. I och med att homoskedasticitet råder är OLS således fortfarande effektiv.

Tabell 3: Teststatistik för Whites generella heteroskedasticitetstest för modell två (12), för perioden 1992-12-31 t.o.m. 2001-12-31

Inflationsperiod	R^2	χ^2
t-1	0,082	2,952
t-2	0,144	5,184
t-3	0,191	6,876
t-4	0,108	3,888
t-5	0,135	4,860
t-6	0,149	5,364
t-7	0,138	4,968
t-8	0,191	6,876
Kritiskt χ^2	$n \cdot R^2 \underset{asy}{\sim} \chi_{df}^2$	11,0705
5 % signifikansnivå		
df = 5	n = 36	

t står för observerat datum och t-X står för observerat datum minus X kvartal.

Källa: Egen bearbetning av data från Ecwin.

Tabell 3 visar resultaten av Whites generella heteroskedasticitetstest gällande modell två, där nollhypotesen om homoskedasticitet har prövats. Även för denna modell ligger de teoretiska χ^2 -värdena långt under det kritiska χ^2 -värdet, och vi kan därför med 95 % signifikans konstatera att det inte råder någon heteroskedasticitet mellan residualernas varians. Även för modell två kan vi konstatera att det inte föreligger någon error-learning effekt. I och med att homoskedasticitet råder är OLS således fortfarande effektiv.

Tabell 4: Teststatistik för Breusch-Godfreys autokorrelationstest för modell ett (11), för perioden 1992-12-31 t.o.m. 2001-12-31

Inflationsperiod	R ²	χ ²
t-1	0,198	6,336
t-2	0,214	6,848
t-3	0,207	6,624
t-4	0,187	5,984
t-5	0,202	6,464
t-6	0,212	6,784
t-7	0,210	6,720
t-8	0,230	7,360
Kritiskt χ² 5 % signifikansnivå df = 4	(n-p)R² ~ χ²_p n = 36	9,48773

t står för observerat datum och t-X står för observerat datum minus X kvartal.

Källa: Egen bearbetning av data från Ecwin.

Tabell 4 visar resultaten av Breusch-Godfreys autokorrelationstest gällande modell ett, där nollhypotesen om att det inte råder autokorrelation i residualerna har prövats. Det man kan se är att de teoretiska χ²-värdena för alla inflationsperioder inte överskrider det kritiska χ²-värdet, vilket gör att vi med 95 % signifikans kan konstatera att det inte råder någon autokorrelation i residualerna. Detta innebär följaktligen att OLS fortfarande är effektiv.

Tabell 5: Teststatistik för Breusch-Godfreys autokorrelationstest för modell två (12), för perioden 1992-12-31 t.o.m. 2001-12-31

Inflationsperiod	R^2	χ^2
t-1	0,322	10,304
t-2	0,369	11,808
t-3	0,313	10,016
t-4	0,243	7,776
t-5	0,324	10,368
t-6	0,338	10,816
t-7	0,390	12,48
t-8	0,377	12,064
Kritiskt χ^2 5 % signifikansnivå df = 4	(n-p)$R^2 \sim \chi^2_p$ n = 36	9,48773

t står för observerat datum och t-X står för observerat datum minus X kvartal.

Källa: Egen bearbetning av data från Ecwin.

Ovanstående tabell visar resultaten av Breusch-Godfreys autokorrelationstest gällande modell två, där vi även här har testat nollhypotesen om att det inte råder någon autokorrelation i residualerna. Till skillnad från föregående modells autokorrelationstest, är det endast χ^2 -värdet i inflationsperiod t-4 som indikerar att det inte finns autokorrelation. För de övriga inflationsperioderna överskrider de teoretiska χ^2 -värdena det kritiska och vi kan då med 95 % signifikans säga att åtminstone ett rho är skilt från noll, och därmed att det råder autokorrelation i residualerna. Detta innebär att OLS inte är effektiv, vilket kan leda till att vi möjligtvis accepterar nollhypotesen när den egentligen ska förkastas (type 2 error).

Tabell 6: Teststatistik för enkel autokorrelation gällande modell två (12), för perioden 1992-12-31 t.o.m. 2001-12-31

$$Y_t = \beta_1 X_t + \beta_2 Y_{t-1} + \beta_3 t + u_t$$

Inflationsperiod	t-statistik β_3
t-1	-0,506
t-2	-1,036
t-3	0,613
t-4	1,016
t-5	-0,056
t-6	-0,281
t-7	-1,466
t-8	-1,658
Kritiskt t-värde	2,042

5 % signifikansnivå

df = 33

t står för observerat datum och t-X står för observerat datum minus X kvartal.

Källa: Egen bearbetning av data från Ecwin.

Eftersom BG-testet för modell två visade på att det finns autokorrelation i residualerna, utökas modellen med en tidsvariabel (t) för att testa huruvida det existerar en trend bland dessa. Om denna tidsvariabel är signifikant visar detta på att det finns en tidstrend, d v s att terminspremien som testas ökar eller minskar konstant över tiden. Enligt tabell 6 finns det inte några tidsperioder som är signifikanta, och vi kan därför konstatera att nollhypotesen om att det finns någon tidstrend för terminspremien, kan förkastas. En del av den tidigare forskning som har presenterats stödjer detta resultat, då de har kommit fram till att det existerar en tidsvarierande risk- och terminspremie.

Tabell 7: Skattning av ρ ur residualerna gällande modell två (12), för perioden 1992-12-31 t.o.m. 2001-12-31

$$\hat{u}_t = \rho \hat{u}_{t-1} + v_t$$

Inflationsperiod	ρ -statistik
t-1	0,2389
t-2	0,2680
t-3	0,2697
t-4	0,2939
t-5	0,2500
t-6	0,2493
t-7	0,2121
t-8	0,1998

t står för observerat datum och t-X står för observerat datum minus X kvartal.

Källa: Egen bearbetning av data från Ecwin.

I och med att det inte råder någon enkel autokorrelation i residualerna, behöver vi testa huruvida OLS är den mest effektiva estimeringen. Detta har gjorts genom en skattning av ρ ur residualerna för modell två. I en Monte Carlo studie visade Griliches och Rao (1969) att, i relativt små urval och om ρ är mindre än 0.3, OLS är effektiv. (Gujarati 2003, s. 485) Tabell 7 visar resultaten från skattningen av modell tvås ρ -värden. Då alla värden ligger under 0.3 och urvalet består av 36 observationer, kan vi således använda oss av OLS.

Tabell 8: Regressionsresultat från modell ett (11) med kvartalsvis inflationsperioder, för perioden 1992-12-31 t.o.m. 2001-12-31

$$Y_t = \beta_1 X_t + u_t$$

Inflationsperiod	R ²	Adj R ²	β ₁
t-1	0,001	-0,027	-0,038 (-0,226)
t-2	0,004	-0,025	-0,061 (-0,364)
t-3	0,009	-0,019	0,097 (0,575)
t-4	0,096	0,070	0,310 (1,928)
t-5	0,107	0,081	0,327 (2,045)
t-6	0,116	0,091	0,341 (2,143)
t-7	0,075	0,048	0,273 (1,681)
t-8	0,043	0,060	0,207 (1,254)

Siffror inom parantes avser teoretiska t-värden.

t står för observerat datum och t-X står för observerat datum minus X kvartal.

Källa: Egen bearbetning av data från Ecwin.

Tabell 8 visar resultaten från den första regressionsmodellen där vi endast söker samband mellan terminspremien och faktiska inflationsförändringar för tidsperioder två år bakåt i tiden. T-testen visar att det endast är period t-5 och t-6 som visar på statistisk signifikans. Vi kan även påvisa att förklaringsgraden (R²) ökar kraftigt mellan tidsperioderna t-3 och t-4. Däremot kan nollhypotesen om att föregående periods inflationsförändring inte kan förutspå terminspremiens storlek, förkastas för tidsperiod t-5 och t-6. Totalt sett för alla tidsperioder är dock förklaringsgraderna inte tillräckligt höga, för att på ett tillfredsställande sätt påvisa att ett samband mellan terminspremien och faktiska inflationsförändringar existerar.

Enligt Fishersambandet ska skillnader i nominella räntor avspeglas i förändringar i förväntad inflation, men då denna undersökning bygger på huruvida faktiska inflationsförändringar kan

förutspå nuvarande terminspremies storlek, kan ett tillfredsställande samband inte påvisas mellan dessa variabler. Detta innebär att modellen inte är tillräcklig för att förklara sambandet mellan terminspremiens storlek och den faktiska inflationsförändringen.

Tabell 9: Regressionsresultat från modell två (12) med kvartalsvis inflationsperioder, för perioden 1992-12-31 t.o.m. 2001-12-31

$$Y_t = \beta_1 X_i + \beta_2 Y_{t-1} + u_i$$

Inflationsperiod	R ²	Adj R ²	β ₁	β ₂
t-1	0,585	0,560	-0,042 (-0,380)	0,764 (6,909)
t-2	0,588	0,564	-0,075 (-0,680)	0,765 (6,950)
t-3	0,587	0,563	0,065 (0,589)	0,761 (6,897)
t-4	0,592	0,568	0,100 (0,876)	0,735 (6,430)
t-5	0,583	0,558	-0,006 (-0,052)	0,766 (6,230)
t-6	0,583	0,558	-0,003 (-0,026)	0,765 (6,169)
t-7	0,590	0,565	-0,092 (-0,749)	0,805 (6,532)
t-8	0,591	0,567	-0,097 (-0,819)	0,800 (6,748)

Siffror inom parantes avser teoretiska t-värden.

t står för observerat datum och t-X står för observerat datum minus X kvartal.

Källa: Egen bearbetning av data från Ecwin.

I tabell 9 redovisas resultaten från den andra regressionsmodellen där vi också söker samband mellan terminspremien och förändringar i den faktiska inflationen för två år bakåt i tiden. Det som skiljer denna modell från den första är, med hänsyn tagen till att Iyer (1997) påvisade ett starkt samband mellan nuvarande periods och föregående periods terminspremie, att modellen har utökats med föregående periods terminspremie som ytterligare en förklarande variabel. T-testen visar att föregående periods terminspremie är signifikant, medan den faktiska inflationsförändringen fortfarande inte har någon signifikans för nuvarande terminspremie. Vi

kan även se att förklaringsgraden har ökat till en relativt hög nivå jämfört med modell ett (11), vilket vi tolkar som att terminspremien är trögrörlig. Med trögrörlig menas, som Gujarati (2003) visar på, att investerare ändrar sina värderingar över en lång tidsperiod och detta visas således i att föregående års terminspremie är signifikant.

Trots att modell två (12) ger avsevärt högre förklaringsgrad jämfört med modell ett, kan vi inte förkasta nollhypotesen om att föregående periods inflationsförändring inte kan förutspå terminspremiens storlek. Tolkningen av de höga förklaringsgraderna, är att de nästan uteslutande har att göra med föregående periods terminspremie. Modell två är trots detta faktum bättre än modell ett på att förklara terminspremiens storlek, men likvärdig gällande huruvida ett samband råder mellan terminspremiens storlek och den faktiska inflationsförändringen. Resultaten från modell två bör dock tolkas med viss försiktighet, då det råder autokorrelation i residualerna för i stort sett alla tidsperioder.

5. Slutsats

I detta kapitel ämnar vi utifrån vår analys- och resultatdel att presentera våra slutsatser, vilket innebär att vi kommer att besvara vår problemformulering som lyder: Existerar det något samband mellan storleken på terminspremien och inflationsförändringar i Sverige? Vi har ur våra två regressionsmodeller (11) och (12), kommit fram till att det inte går att förklara terminspremiens storlek med hjälp av förändringar i inflationen i Sverige, för perioden 1992-12-31 t.o.m. 2001-12-31.

Vi kan däremot, på grund av icke-stationär data, inte dra några generella slutsatser för vad som gäller för andra perioder än den som data innefattar. Vi kan konstatera att det av modell ett (11) existerar två tidsperioder, där ett statistiskt signifikant samband mellan terminspremiens storlek och inflationsförändringar i Sverige kan påvisas. Dock är förklaringsgraderna för modell ett inte tillräckligt höga, för att på ett tillfredsställande sätt förklara terminspremiens storlek. Modell ett påvisar därunder att ett samband mellan terminspremiens storlek och inflationsförändringar i Sverige inte existerar.

I modell två (12) råder viss autokorrelation i residualerna för i stort sett alla tidsperioder, vilket betyder att resultaten måste tolkas med viss varsamhet. Vi kan emellertid fastställa att föregående periods terminspremie till viss del förklarar nuvarande periods terminspremie. Detta indikerar att investerare tar mer hänsyn till föregående periods terminspremie, än förändringar i inflationen i Sverige under perioden. Vi kan därmed se tecken, men ej fullt ut konstatera, att det även för modell två inte existerar något statistiskt signifikant samband mellan terminspremiens storlek och inflationsförändringar i Sverige.

Vi kan slutligen fastställa att det råder homoskedasticitet i båda regressionsmodellerna (11) och (12), vilket får till följd att vi kan se tecken på att det under den undersökta tidsperioden inte existerar någon modell, som i praktiken till fullo kan förklara terminspremiens storlek.

6. Slutdiskussion

I detta kapitel kommer uppsatsens brister att belysas och diskuteras, där vi med utifrånperspektiv försöker att kritisera våra metodval och resultat. Här diskuteras även huruvida vår undersökning uppfyller kravet på en tillfredsställande grad av validitet och reliabilitet. Kapitlet avslutas med olika förslag till fortsatt forskning inom ämnet.

6.1 Kritisk granskning

När man pratar om hög validitet innebär det att rätt saker mäts, d v s att vi undersöker det vi avser att undersöka. Validitet handlar således om överensstämmelsen mellan vad vi säger att vi ska undersöka, och vad vi faktiskt undersöker. När man däremot pratar om hög reliabilitet innebär det att undersökningen görs på ett tillförlitligt sätt. (Patel & Davidson 1991, s. 85) Reliabilitet gäller således huruvida forskningsinstrumenten är neutrala till sin verkan, och om de skulle ge samma resultat vid andra tillfällen. (Denscombe 2000, s. 250)

Huruvida vi i denna undersökning kommer att erhålla hög validitet och reliabilitet, beror nästan uteslutande på rådata och våra regressionsmodeller. När det gäller våra valda data har vi som sagt tagit dessa från databasen Ecwin, vilka anses svårmanipulerade och bör således vara tillräckligt tillförlitliga. En brist kan dock vara att vi har valt kvartalsvis data, vilket innebär att vi för perioden 1992-12-31 t.o.m. 2001-12-31 bara har 37 stycken observationer. Hade vi valt månadsvis data skulle undersökningen ha omfattat 108 stycken observationer, vilket möjligtvis hade gett mer generaliserbara resultat. Vi vill dock understryka att pga. att våra data är icke-stationära, kan vi likväl inte generalisera våra resultat till andra tidsperioder än den undersökta. Vi kan av ovanstående därför konstatera att våra valda data, uppfyller kravet på en tillfredsställande grad av validitet och reliabilitet.

När det gäller våra regressionsmodeller (11) och (12), anser vi att de tillför undersökningen en tillfredsställande grad av validitet och reliabilitet, trots att det råder autokorrelation i residualerna för modell två (12). Modellerna är uppbyggda av allmän vedertagen teori och bör således inte innehålla någon form av misspecifikation. Något som bör påpekas är dock att användandet av t.ex. en ARCH-M modell, skulle kanske ha förklarat terminspremien på ett bättre sätt än våra modeller. Att en del av den tidigare forskningen faktiskt har förkastat

ARCH-M modellen, och det faktum att det råder homoskedasticitet i våra regressionsmodeller, tyder dock på att det i praktiken inte existerar någon modell som till fullo kan förklara terminspremiens storlek. Ytterligare metodkritik kan riktas mot valen av regressionskontroller, där det enligt Gujarati (2003) inte existerar något test som alltid är korrekt, utan beror på urvalets storlek och typ av data et cetera. Trots detta anser vi att de tester vi har genomfört, är de mest relevanta för just denna undersökning. Av ovanstående kan vi konstatera att även våra regressionsmodeller och resultaten av dessa, uppfyller kravet på en tillfredsställande grad av validitet och reliabilitet.

6.2 Förslag till fortsatt forskning

Under vår undersöknings gång har vi stött på en del frågor som inte har kunnat besvaras inom ramen för denna undersökning, men som vi finner ett stort intresse av att forska vidare kring. Det som enligt oss är av störst vikt, och dessutom mest aktuellt, är att finna eventuellt samband mellan terminspremiens storlek och konjunkturen i Sverige under samma period, och i så fall vilken som är den bäst förklarande indikatorn? En annan intressant frågeställning som har dykt upp är huruvida det existerar någon skillnad i terminspremiens storlek, mellan tiden med fast växelkursregim och tiden med rörlig växelkursregim? Detta är intressant i det syftet att se hur investerare reagerar på olika strategier och penningpolitiska mål, som en centralbank har vid olika regimer. Slutligen finner vi det intressant att försöka hitta andra variabler, än föregående periods terminspremie, som eventuellt kan förklara terminspremiens storlek på ett bättre sätt.

7. Referenser

Litteratur

Campbell, B. och Galbraith, J. (1997), "Non-parametric regression models of deviations from orthogonality in the expectations theory of the term structure." *Oxford bulletin of economics and statistics*

Campbell, J. Y. och Shiller, R. J. (1991), "Yield spreads and interest rate movements: A bird's eye view." *Review of economics studies*, 58: 495-514.

Cuthbertson, K. (1996), *Quantitative financial economics*. John Wiley & Sons Ltd: West Sussex, (ISBN 0-471-95360-1).

Dahlquist, M. och Jonsson, G. (1995), "The information in Swedish short-maturity forward rates." *European economic review*, 39: 1115-1131.

Denscombe, M. (2000 för svenska utg.), *Forskningshandboken- för småskaliga forskningsprojekt inom samhällsvetenskaperna*. Lund: Studentlitteratur (ISBN 91-44-01280-2)

Dickey, D. A. och Fuller, W. A. (1979), "Distribution of estimates for autoregressive time series with a unit root." *Journal of the American statistical association*, 74: 427-431.

Engle, R.F., Lilien, D.M. och Robins, R P. (1987), "Estimating time varying risk premia in the term structure: The Arch-M model." *Econometrica* 55: 391-407.

Evans, J. R. och Olson, D. L. (2003), *Statistics, data analysis, and decision modeling. 2:a upplagan*, Prentice-Hall Ltd. (ISBN 0-13-067553-9)

Fisher, I. (1930), *Theory of Interest*. New York: Macmillian Press.

Flavin, T. och Limosani, M. (2000), "Fiscal policy and the term premium in realinterest rate differentials." *Applied Financial Economics*, 10: 413-417.

Gujarati, D. (2003), *Basic econometrics*. (4:e internationella uppl.), McGraw-Hill higher Education, (ISBN 0-07-112342-3)

Hallenborg, A. (2002), "Kan förväntningshypotesen förutspå förändringar i de svenska räntorna eller existerar det en tidsvarierande riskpremie." Uppsala Universitet.

Henry, Ó. (1999), "The volatility of US term structure term premia 1952-1991." *Applied financial economics*, 9: 263-271.

Häll, U. (2002), "Tidsvarierande riskpremier – En empirisk studie av svenska statsskuldväxlar." Uppsala Universitet.

Hässel, L., Norman, M. och Andersson, C. (2003), *De finansiella marknaderna i ett internationellt perspektiv*. (3: e uppl.) SNS-förlag (ISBN 91-7150-821-X)

Iyer, S. (1997), "Time varying term premia and the behavior of forward interest rate prediction errors." *The journal of financial research*, 20: 503-507.

Iyer, S. (2000), "The relationship between short-term and forward interest rates: a structural timeseries analysis." *Applied financial economics*, 10: 143-153.

Keynes, J. N. (1930), *A treatise on money*. New York: Macmillian Press.

Maki, D. (2005), "The term structure of interest rates with nonlinear adjustment: Evidence from a unit root test in the nonlinear STAR framework." *Economics bulletin*, vol. 3, 6: 1-7.

Musti, S. och D'Ecclesia, R. L. (2003), "Expectation Hypothesis of the Term Structure: Evidence on the Italian Market." Università di Roma "La Sapienza".

Patel, R. och Davidson, B. (1991), *Forskningsmetodikens grunder- att planera, genomföra och rapportera en undersökning*. (1: a uppl.) Lund: Studentlitteratur (ISBN 91-44-30591-1)

Data

Ecwin databas, räntor vid dagens slut på svenska statsskuldväxlar med löptid 3 och 12 månader från och med 31 december, 1992 till och med 31 december, 2001.

Ecwin databas, inflationsförändringar vid kvartalets slut för Sverige från och med 31 december, 1992 till och med 31 december, 2001.

Appendix A - Data

Datum	3 månaders statsskuldväxel	12 månaders statsskuldväxel	Inflationsförändringar
1992-12-31	12,58016	11,7519	1,833333
1993-03-31	9,655082	9,104754	4,933333
1993-06-30	8,865424	8,266441	4,966667
1993-09-30	7,819091	7,149848	4,566667
1993-12-31	7,205313	6,666094	4,433333
1994-03-31	7,041111	6,740317	1,633333
1994-06-30	7,041267	7,389667	2,033333
1994-09-30	7,59197	9,112924	2,6
1994-12-30	8,059063	9,308594	2,4
1995-03-31	8,2225	9,252344	2,566667
1995-06-30	8,884746	9,638305	2,766667
1995-09-29	9,112	9,577692	2,3
1995-12-29	8,785556	8,714333	2,166667
1996-03-29	7,671875	7,399063	1,433333
1996-06-28	6,119492	6,151017	0,766667
1996-09-30	5,168788	5,438333	0,166667
1996-12-31	4,361774	4,505968	-0,26667
1997-03-31	3,947	4,127883	-0,2
1997-06-30	4,067541	4,407377	0,2
1997-09-30	4,118333	4,538182	1,066667
1997-12-31	4,322742	4,928387	1,533333
1998-03-31	4,412581	4,739032	0,533333
1998-06-30	4,380169	4,518475	0,133333
1998-09-30	4,171563	4,224516	-0,63333
1998-12-31	3,820161	3,857903	-1,1
1999-03-31	3,161855	3,22371	-0,06667
1999-06-30	2,919083	3,141917	0,2
1999-09-30	3,017576	3,792652	0,633333
1999-12-31	3,339766	4,081875	1,033333
2000-03-31	3,853984	4,5225	0,766667
2000-06-30	3,957759	4,489828	0,833333
2000-09-29	3,989923	4,632578	0,866667
2000-12-29	4,012698	4,352778	1,1
2001-03-30	4,047813	4,095385	1,533333
2001-06-29	4,037966	4,214576	2,7
2001-09-28	4,208231	4,381231	2,866667
2001-12-31	3,698016	3,825	2,566667

All data ovan anges i procent.
 Källa: Ecowin