

*En empirisk analyse av terminstrukturen
til norske renter
- forventningshypotesens gyldighet*

Espen Lode Tønnessen
01.12.2014

Masteroppgave
Institutt for samfunnsøkonomi
NTNU

Forord

Med denne masteroppgaven fullfører jeg masterstudiet i Samfunnsøkonomi ved NTNU.

Avhandlingen studerer norsk renteutvikling med utgangspunkt i forventningshypotesen for å undersøke om det finnes en sammenheng i utviklingen mellom lange og korte renter.

Jeg ønsker å takke min veileder, Kåre Johansen, for utmerket veiledning og raske tilbakemeldinger.

Espen Lode Tønnessen, november 2014

Sammendrag

Denne avhandlingen studerer terminstrukturen til norske renter med det formål å undersøke om det finnes en sammenheng i utviklingen mellom korte og lange renter. Om så er tilfellet vil det kunne bidra til å forutse fremtidige renter. I henhold til forventningshypotesen skal avkastningen ved å investere i like renteinstrumenter med forskjellig løpetid være den samme innenfor en gitt investeringshorisont. Gjennom å teste for tidsserieegenskaper i statsobligasjoner, statskasseveksler og NIBOR-renter undersøkes det om forventningshypotesen har gyldighet i norsk renteutvikling. Observasjonsperiodene som benyttes er 1990-2014 og 2003-2014. Innenfor disse periodene studeres renter med løpetid på 10 år, 3 år og 3 måneder.

Testprosedyrene baserer seg på etablert økonometrisk teori. Test for stasjonaritet indikerer at rentevariablene er stasjonære i førstedifferansen. Videre testes kombinasjoner av rentevariablene for kointegrasjon, kausalitet og feilkorrigeringsmekanismer for å studere den langsiktige sammenhengen.

Resultatene fra testene gir ikke grunnlag for å bekrefte forventningshypotesens gyldighet i Norge. Det er gjennomgående at korte renter følger utviklingen i lange renter, men det finnes ikke tilstrekkelig støtte i testene til å konstatere at lange renter følger utviklingen i korte renter. Studien viser også at rentekombinasjonene med korteste termindifferanse i sterkest grad indikerer likevektsammenheng.

Innhold

1	Innledning og problemstilling	1
2	Teori	3
2.1	Renter, forventninger og risiko.....	3
2.2	Terminstrukturen	5
2.3	Forventningshypotesen	5
2.3.1	Alternativer til forventningshypotesen.....	8
2.4	Tidsserieegenskaper.....	9
2.4.1	Stasjonaritet og ikke-stasjonaritet	10
2.4.2	Kointegrasjon	13
2.4.3	Granger kausalitet og feilkorrigeringsmodell	14
2.5	Tidligere forskning	15
3	Metode.....	19
3.1	Test for stasjonaritet	19
3.2	Test for kointegrasjon.....	22
3.2.1	Engle og Grangers 2-steps metode.....	22
3.2.2	Den observerte spreaden	23
3.3	VAR-modeller og Granger kausalitet.....	24
3.4	Feilkorrigeringsmodeller	26
4	Datamateriale	28

4.1	Rentevariabler.....	28
4.2	Grafisk analyse	30
4.2.1	Grafisk analyse 2003-2014.....	30
4.2.2	Grafisk analyse 1990-2014.....	33
4.2.3	Oppsummering av grafisk analyse	36
5	Empirisk analyse	37
5.1	Test for stasjonaritet	37
5.1.1	Oppsummering av test for stasjonaritet.....	40
5.2	Test for kointegrasjon	41
5.2.1	Engle og Grangers 2-steps metode.....	41
5.2.2	Den observerte spreaden	45
5.2.3	Oppsummering av test for kointegrasjon	46
5.3	Test for Granger kausalitet	47
5.3.1	Oppsummering av test for Granger kausalitet.....	52
5.4	Test for feilkorrigerig	53
5.4.1	Oppsummering av test for feilkorrigerig.....	57
5.5	Oppsummering empirisk analyse	58
6	Konklusjon	59
	Referanseliste	61
	Vedlegg: Estimerte feiljusteringsmodeller	65

Figurer

Figur 1: Elementene i markedsrenten.....	4
Figur 2: Utviklingen i 3 måneders statskasseveksler og 3 måneders NIBOR-renter.....	29
Figur 3: Rentenes utvikling over tid: 10 år, 3 år og 3 mnd (2003-2014)	31
Figur 4: Rentenes førstedifferanse over tid: 10 år, 3 år og 3 mnd (2003-2014).....	32
Figur 5: Rentespreaden over tid: (10år, 3mnd) og (3år, 3mnd) (2003-2014)	33
Figur 6: Rentenes utvikling over tid: 10 år, 3 år og 3 mndN (1990-2014)	34
Figur 7: Rentenes førstedifferanse over tid: 10 år, 3 år og 3 mndN (1990-2014).....	35
Figur 8: Rentenespreaden over tid: (10år, 3mndN) og (3år, 3mndN) 1990-2014	35

Tabeller

Tabell 1: ADF-test: 10 år, 3 år og 3 mnd (2003-2014)	38
Tabell 2: ADF-test av førstedifferansen: 10 år, 3 år og 3 mnd (2003-2014)	39
Tabell 3: ADF-test: 10 år, 3 år og 3 mndN (1990-2014)	39
Tabell 4: ADF-test av førstedifferansen: 10 år, 3 år og 3 mndN (1990-2014).....	40
Tabell 5: Kointegrasjonlikninger (10år, 3mnd) og (3år, 3mnd) (2003-2014).....	41
Tabell 6: Engle-Granger test: (10år, 3mnd) og (3år, 3mnd) (2003-2014)	42
Tabell 7: Kointegrasjonslikninger (10år, 3mndN) og (3år, 3mndN) (1990-2014)	43

Tabell 8: Engle-Granger test: (10år, 3mndN), (3år, 3mndN) (1990-2014).....	44
Tabell 9: Test av den observerte spreaden: (10år, 3mnd), (3år, 3mnd) (2003-2014)	45
Tabell 10: Test av den observerte spreaden: (10år, 3mndN), (3år, 3mndN) (1990-2014).....	46
Tabell 11: VAR regresjoner på differanseform: (10år, 3mnd) (2003-2014).....	48
Tabell 12: VAR regresjoner på differanseform: (3år, 3mnd) (2003-2014).....	49
Tabell 13: VAR regresjoner på differanseform: (10år, 3mndN) (1990-2014).....	50
Tabell 14: VAR regresjoner på differanseform: (3år, 3mndN) (1990-2014).....	51
Tabell 15: Verdier til feilkorrigeringsleddet: (10år, 3mnd) (2003-2014)	54
Tabell 16: Verdier til feilkorrigeringsleddet: (3år, 3mnd) (2003-2014)	55
Tabell 17: Verdier til feilkorrigeringsleddet (10år, 3mndN) (1990-2014).....	56
Tabell 18: Verdier til feilkorrigeringsleddet (3år, 3mndN) (1990-2014).....	57
Tabell 19: Vedlegg: Feilkorrigering (10år, 3mnd) (2003-2014).....	65
Tabell 20: Vedlegg: Feilkorrigering (3mnd, 10år) (2003-2014).....	65
Tabell 21: Vedlegg: Feilkorrigering (3år, 3mnd) (2003-2014).....	66
Tabell 22: Vedlegg: Feilkorrigering (3mnd, 3år) (2003-2014).....	66
Tabell 23: Vedlegg: Feilkorrigering (10år, 3mndN) (1990-2014).....	67
Tabell 24: Vedlegg: Feilkorrigering (3mndN, 10år) (1990-2014).....	67
Tabell 25: Vedlegg: Feilkorrigering (3år, 3mndN) (1990-2014).....	68
Tabell 26: Vedlegg: Feilkorrigering (3mndN, 3år) (1990-2014).....	68

1 Innledning og problemstilling

Denne avhandlingen studerer norske renters terminstruktur med det formål å undersøke om det finnes en sammenheng i utviklingen på rentenivået mellom korte og lange renteterminer. Terminstrukturen er relasjonen mellom lange og korte renter. Renter er prisen på tilgang til kapital gjennom lån, og spiller en nøkkelrolle i makroøkonomien. Renter bestemmes generelt av tilbud og etterspørsel i markedene for renteinstrument. I praksis har sentralbanken stor innflytelse på rentenivået i disse markedene gjennom styringsrenten. Sentralbanken fungerer som en hovedaktør for lån til og fra bankene, og styringsrenten legger grunnlag for bankenes videre handlinger med aktører i rentemarkedene (Mork, 2004, kapittel 8).

En annen faktor som antas å spille en viktig rolle på rentebestemmelsen er markedets forventninger om fremtidige renter. Signaler i økonomien kan påvirke aktørenes syn på fremtiden, og dermed skape endringer i tilbuds- og etterspørselsnivået for fremtidige renteinstrumenter, som gjør at terminstrukturen kan endres. Det har blitt gjennomført mange studier på renter som undersøker sammenhengen mellom terminstrukturen og renteforventninger. En teori som har fått mye oppmerksomhet innenfor dette området er forventningshypotesen. Denne teorien sier at en langsiktig rente er et vektet snitt av forventede fremtidige korte renter innenfor den lange rentens investeringshorisont, i tillegg til en risikopremie (Patterson, 2000, kapittel 11.3). Dette innebærer at ulike renteterminer skal gi samme avkastning innenfor en gitt investeringshorisont. Det skal dermed eksistere en langsiktig likevektsammenheng mellom korte og lange renter.

Ved å undersøke sammenhengen mellom korte og lange renter gjennom statistiske metoder vil det være mulig å avklare om det finnes en likevektsammenheng mellom rentene. Om så er tilfellet betyr det at forventningshypotesen kan bidra til å forutse fremtidige renteendringer. Dette kan blant annet være et viktig redskap i den makroøkonomiske politikken, der makroøkonomiske faktorer som eksempelvis renter, inflasjon, valuta og arbeidsledighet viser seg å ha sammenheng. Forskning på dette området har gitt ulike resultater¹ i forskjellige land, og forventningshypotesens allmenne gyldighet har ikke kunnet bli bekreftet. Til tross for at forventningshypotesen har fått mye oppmerksomhet internasjonalt finnes få studier gjort på

¹ Se kapittel 2.5.

norsk terminstruktur. Disse har ikke gitt tilstrekkelig grunnlag for å verifisere forventningshypotesens gyldighet i Norge. Et problem har vært at statskasseveksler, som er gunstig² å benytte som kort rente, i Norge kun har daglige noteringer tilbake til 2003. Dette knytter usikkerhet til om observasjonsperiodene i tidligere avhandlinger³ er tilstrekkelig lange nok til å trekke sikre konklusjoner om rentenes tidsserieegenskaper. NIBOR-renter har vært foreslått som et supplement til statskasseveksler, men dette er lite utprøvd. I denne studien ønsker jeg å bidra til økt kunnskap om forventningshypotesens gyldighet i norsk renteutvikling. Med dagens datagrunnlag vil jeg disponere en lengre observasjonsperiode for statskasseveksler enn de foregående undersøkelsene. Derfor ønsker jeg å undersøke både statskasseveksler og NIBOR-renter som kort rente. For avhandlingen formuleres følgende problemstilling:

Har forventningshypotesen gyldighet i norsk renteutvikling?

Avhandlingen er disponert på følgende måte: I kapittel 2 drøftes renter, risiko og forventninger. Dette leder frem til en beskrivelse av hvordan renters terminstruktur formes. Videre presenteres forventningshypotesen, og med utgangspunkt i dens grunnleggende antagelser formuleres en teoretisk modell som viser sammenhengen mellom lange og korte renter. Etter dette redegjøres det for sentrale tidsserieegenskaper som forventningshypotesen bygger på. Disse gir grunnlaget for studiens empiriske analyser. Kapittelet avsluttes med en presentasjon av tidligere relevant forskning. I kapittel 3 beskrives fremgangsmåten som benyttes for å svare på problemstillingen. Det nevnes innledningsvis kort hvilket datamateriale som anvendes, og videre blir de økonometriske metodene som benyttes presentert. I kapittel 4 blir datamaterialet grundig beskrevet og begrunnet. Her følger også en grafisk analyse av datamaterialet. Kapittel 5 redegjør for den empiriske analysen der datamaterialet testes med de økonometriske metodene som beskrives i kapittel 3. Konklusjon med oppsummering fra de empiriske analysene, samt mulige svakheter og forslag til videre forskning presenteres i kapittel 6.

² Se Patterson (2000, kapittel 11.2.3)

³ Se kapittel 2.5.

2 Teori

I dette kapittelet presenteres det teoretiske utgangspunktet for studien. Først introduseres renteteori samt terminstruktur, og videre knyttes dette opp mot essensen i forventningshypotesen. Etter dette redegjøres det for sentrale begreper innenfor tidsserieegenskaper, samt tidligere relevant forskning. Dette danner grunnlaget for valg av metode i den empiriske delen.

2.1 Renter, forventninger og risiko

Det finnes mange ulike renteinstrument med ulike løpetider. I denne studien fokuseres det på statskasseveksler og statsobligasjoner, som begge er utstedt av staten, samt NIBOR⁴-markedet, hvor bankene omsetter renteinstrumenter. Statskasseveksler har normalt en løpetid på 3-12 måneder, mens for statsobligasjoner kan løpetiden være mellom 3 og 10 år. I NIBOR-markedet (ofte omtalt som det norske pengemarkedet) vil løpetiden normalt strekke seg fra en uke til seks måneder (www.norges-bank.no/Statistikk/Rentestatistikk).

De forskjellige renteinstrumentene i markedet bringer ulik grad av risiko og ulik grad av forventninger om fremtidig rente, derfor varierer ofte rentene instrumentene gir. Penger lånt til staten og banker ansees vanligvis som tilnærmet risikofrie. Staten er i en særegen posisjon med sin mulighet til å skrive ut skatter for å dekke sine forpliktelser. Denne ekstra sikkerheten gjør at NIBOR-renter vanligvis vil være litt høyere enn rente på statsobligasjoner og statskasseveksler med samme løpetid (Mork, 2004, kapittel 8). Jo høyere risikoen ved et lån er, jo høyere risikopremie er priset inn i renten. Risikopremien er den delen av renten som kompenserer for den ekstra risikoen renteinstrumentet medfører, og kan ifølge Valseth (2003, side 41) deles inn i tre forskjellige deler:

- 1) *Kredittpremie*: Kompenserer for sannsynligheten for at låntaker ikke vil klare å gjøre opp for seg på avtalt betalingstidspunkt.

⁴ Norwegian Inter Bank Offered Rate (Norske pengemarkedsrenter).

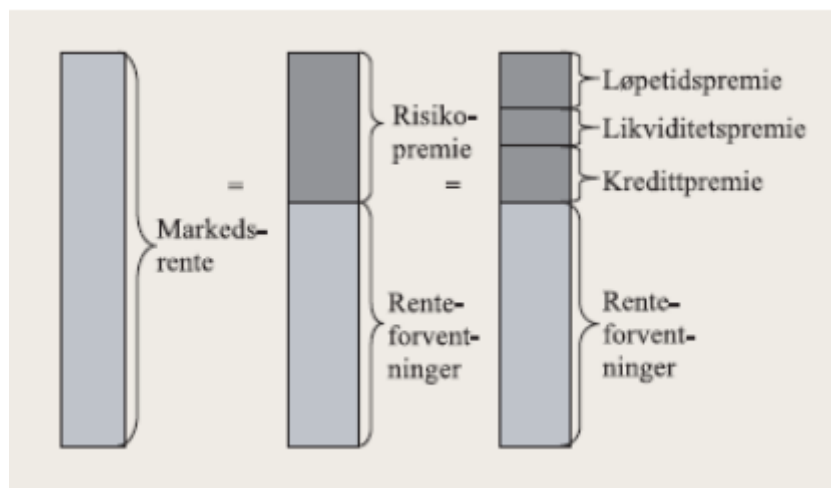
2) *Likviditetsrisiko*: Denne skal kompensere for risikoen forbundet med å binde penger i et instrument som kan være vanskelig å omsette i markedet.

3) *Løpetidsrisiko*: Her kompenseres det for muligheten for at renten skal utvikle seg ugunstig for investor i låneperioden, og denne premien øker da med tiden.

Alle disse tre faktorene bidrar til at langsiktige lån krever en høyere risikopremie enn kortsiktige lån. Isolert sett vil dette føre til en økende terminstruktur for renter.

Risikopremien og forventninger om fremtidig rente utgjør til sammen markedsrenten. Dette illustreres i Figur 1 under.

Figur 1: Elementene i markedsrenten⁵



Rente-forventningene er ifølge Valseth (2003) den delen av markedsrenten som ikke er risikopremie. Figur 1 viser at dersom risikopremien holdes konstant, er det forventningene til rentene som styrer markedsrenten.

⁵ Valseth (2003, side 41).

2.2 Terminstrukturen

Myklebust (2005, kapittel 3) illustrerer rentens terminstruktur som en rentekurve, der renten er en funksjon av gjenstående løpetid for et renteinstrument og den tilhørende renten som noteres i markedet. Terminstrukturen kan med andre ord beskrives som en samling av forskjellige terminer innenfor en tidshorison. Kurvens helning bestemmes av risikopremie og forventning om fremtidige renter. Både helning og posisjon kan forandre seg over tid på rentekurvene, og dette gir indikasjoner på forventningene til de fremtidige korte rentene. Kurvene øker som regel med tiden, noe som hovedsakelig skyldes risikopremie, men forventninger om lavere rente kan også føre til at rentekurvene avtar over tid.

En viktig forutsetning for en riktig konstruert terminstruktur er at instrumentene den består av skal være like på alle mulige måter bortsett fra løpetiden. De skal blant annet være like i forhold til risikonivå, skatteregler, transaksjonskostnader og kuponger. Av denne grunn er det hensiktsmessig å benytte data fra renteinstrument med så liten grad av risiko som mulig ved analyse av terminstruktur. Med bakgrunn i dette benyttes ofte renteinstrumenter som statskasseveksler og statsobligasjoner i empiriske analyser av terminstrukturen (Patterson, 2000, kapittel 11.2.3).

2.3 Forventningshypotesen

Følgende delkapittel belyser teorien rundt forventningshypotesen og bygger hovedsakelig på Patterson (2000, kapittel 11). Grunnlaget for denne hypotesen ble for første gang diskutert av Fisher (1896), og har etter videre utvikling blitt den mest utbredte teorien for renters terminstruktur (Myklebust, 2005, side 198).

Forventningshypotesens teoretiske utgangspunkt bygger på et arbitrasjeargument og handler om at plasseringer i like renteinstrumenter med ulike løpetider skal gi samme forventede avkastning innenfor en gitt investeringshorison. Det vil for eksempel si at det skal forventes samme avkastning av å investere i et renteinstrument med seks måneders løpetid som å investere i et renteinstrument med tre måneders løpetid to ganger etter hverandre innenfor disse seks månedene. Om denne teorien holder skal det da være mulig å regne seg frem til den fremtidige tre månedsrenten basert på seks månedsrenten og den første tre månedsrenten.

Forventningshypotesen, slik den er beskrevet over, blir omtalt som «den rene forventningshypotesen». Her blir det ikke tatt hensyn til risikopremie siden den baserer seg på risikonøytrale aktører og umiddelbar markedskorreksjon. «Den rene forventningshypotesen» forutsetter videre arbitrasjefri⁶ prising, samt at aktørene er indifferente i forhold til løpetiden på rentene (Myklebust, 2005, side 198). Sammenhengen mellom lange og korte renter skal altså ikke skape noen sikker profittmulighet ved å investere ved forfall og utøvelse på forskjellige tidspunkt. Dette begrunnes med at alle aktører på markedet ville ønsket å utnytte anledningen til å tjene penger på tvers av terminene om dette hadde vært mulig.

Arbitrasjemulighetene vil derfor i løpet av kort tid bli korrigert av markedskreftene, og dette vil medføre at to liknende renteinstrument med ulik termin gir samme avkastning innenfor en gitt investeringshorisont.

«Den rene forventningshypotesen» har senere blitt utvidet til en versjon som inkluderer en konstant risikopremie, som vil si at risikopremien er uavhengig av tiden. Denne versjonen kalles den «utvidede forventningshypotesen»⁷, og antar risikoaverse aktører og rasjonelle markedsforventninger (Myklebust, 2005, side 198). I empiriske tester på forventningshypotesen har denne versjonen blitt mye anvendt, og vil også benyttes i denne avhandlingen. Når forventningshypotesen omtales videre i oppgaven vil det være denne versjonen det refereres til.

Likning (1)⁸ under, presentert av Patterson (2000, kapittel 11.3), blir sett på som den fundamentale sammenhengen i forventningshypotesen og sier at lange renter er et vektet snitt av forventede korte renter innenfor samme periode i tillegg til en konstant risikopremie.

$$(1) R(t, n) = \frac{1}{k} \left(\sum_{i=1}^k E_t \{ R(t + (i-1)m, m) \} \right) + L$$

⁶ Arbitrasje er en mulighet til å oppnå profitt på prisforskjeller i markedet uten å levere noen tjenester (Mork, 2004, side 167).

⁷ Se Shiller og McCulloch (1987).

⁸ Den fundamentale sammenhengen i forventningshypotesen (Patterson, 2000, side 474)

Her defineres forholdet mellom en n -periode rente og en m -periode rente, der $n > m$. $R(t, n)$ er den lengste renten som løper fra tidspunkt t , det vil si i dag, over n perioder. $R(t, n)$ kan betegnes som et vektet gjennomsnitt fra gjeldende og forventede kortere rente $R(t, m)$ pluss en konstant risikopremie L . E er forventningsoperatoren på tidspunkt t . $(1/k)$ vekter den korteste renten $R(t, m)$ der forventningene om fremtidige korte renter samlet skal være lik 1. $k = (n/m)$ og utgjør antall m -perioder innenfor n -perioden.

Likning (1) illustrerer dermed forventningshypotesen som en teori som sier at forventet avkastning av å investere i en n -periode rente vil gi den samme forventede avkastningen som å investere i m -periode renter $n - m$ perioder frem i tid, i tillegg til en risikopremie, når $n > m$.

Videre tar Patterson (2000) for seg sammenhengen mellom korte og lange renter ved å trekke den korte renten $R(t, m)$ i likning (1) fra den lange renten $R(t, n)$. Denne differansen kalles heretter rentespread, og følger helningen på terminstrukturen mellom m og n . Ifølge formelen (2)⁹ skal spreaden kunne uttrykke fremtidige endringer i de korte rentene, og kan stilles opp på følgende måte:

$$(2) S(t, n, m) = R(t, n) - R(t, m) = \sum_{i=1}^{k-1} \left(\frac{k-i}{k}\right) E_t\{\Delta R(t + im, m)\} + L$$

hvor:

$$(3) \Delta R(t + im, m) = R(t + im, m) - R(t + (i - 1)m, m)$$

Spreaden $S(t, n, m)$ mellom n og m på tidspunkt t består av et vektet gjennomsnitt av forventede endringer i de korte fremtidige rentene $E_t\{\Delta R(t + im, m)\}$ i løpet av tidsrommet n , i tillegg til en risikopremie, L . (2) viser at om korte fremtidige renter forventes å øke, vil også lange renter og spreaden øke. Om det ikke er forventninger om endring i noen av rentene vil spreaden da skyldes risikopremien. Det kommer frem at jo nærmere t er forfallstiden, jo større er betydningen av de forventede endringene i den kortsiktige rentesatsen. Hvis forventningshypotesen holder, så må differansen mellom den faktiske og den forventede

⁹ Rentespreaden (Patterson, 2000, side 475).

spreaden være null i likevekt for at det ikke skal være noen arbitrasjemuligheter. En endring i lange renter vil da kunne forutsi endringer i korte renter gjennom spreaden.

Ved videre å omskrive (1), viser (4)¹⁰ at spreaden også skal kunne predikere endringer i den lange renten. Der $R(t, n) > R(t, m)$, vil spreaden være positiv, noe som også gjør at høyresiden av (4) er positiv. Den lange renten er da ventet å øke fra t til $t + m$. Den forventede m -periode endringen i n -perioden skal tilsvare $\frac{m}{n-m}$ av spreaden på tidspunkt t . Basert på dette blir det mulig å modellere lange renter basert på korte renter.

$$(4) \left[\frac{m}{n-m} \right] S(t, n, m) = E_t\{R(t+m, n-m)\} - R(t, n)$$

Oppsummert viser likningene (1) - (4) at det ved holdbarhet i forventningshypotesen er mulig å forutse endringer i korte og lange renter gjennom rentespreaden. I neste underkapittel redegjøres det for noen flere teorier som beskriver terminstrukturen mellom korte og lange renter.

2.3.1 Alternativer til forventningshypotesen

Løpetidspremiehypotesen

Denne teorien bygger på mye av det samme som forventningshypotesen, men inkluderer en stigende løpetidspremie. Her vil en stigende terminkurve ikke nødvendigvis indikere forventninger om stigende renter, men kan reflektere økende løpetidspremier som følge av at usikkerheten øker med rentenes løpetid (Valseth, 2003, kapittel 3).

Markedssegmenthypotesen/Preferred Habitat modellen

Her deles markedet inn i segmenter der aktørene opererer innenfor sine foretrukne områder, og renteinstrument med forskjellige terminer blir ikke i samme grad sett på som substitutter.

¹⁰ Omskriving av den fundamentale sammenhengen (1) (Patterson, 2000, side 496). For enkelhets skyld utelates konstantleddet L .

Rentekurven vil derfor ikke inneholde noe informasjon om forventninger til fremtidige renter. Dette begrunnes med at ulike investorer har klare preferanser innenfor ulike segmenter. For eksempel kan markedet segmenteres inn i lang og kort sikt, der pensjonsfond kan sies å dominere for de lange rentene. Siden kortsiktige rentepapirer er mest likvide vil de bli hyppigere etterspurt. Investorer vil da kreve en ekstra risikopremie for å bevege seg utenfor sitt markedssegment, som vil føre til høyere rente på lange instrument i forhold til korte. Dette vil da medføre en stigende terminstruktur (Patterson, 2000, kapittel 11.5.2).

Løpetidspremiehypotesen og markedssegment/Preferred Habitat modellen beskriver, i motsetning til forventningshypotesen, rentedannelsen som en arbitrasjeavhengig prosess. Siden arbitrasjefri prising er grunnleggende i de fleste teorier om finansielle markeder (Mork, 2004, side 167) anser jeg forventningshypotesen som det mest relevante utgangspunktet for å studere rentedannelsen i denne avhandlingen.

I tillegg til alternativene ovenfor spiller makroøkonomisk politikk en viktig rolle når terminstrukturen formes i markedet. Ifølge Bohl og Siklos (2004) kan flere makroøkonomiske effekter påvirke rentenivået, og da spesielt på kortsiktige renter. Eksempelvis har Norge, som flere andre land, et inflasjonsmål der styringsrenten er et sterkt virkemiddel for å styre inflasjonen. Makroøkonomiske svingninger kan føre til at sentralbanken endrer styringsrenten for å kontrollere økonomien. I tillegg kan nyheter og signaler fra sentralbanken påvirke rentenivået ved å skape forventninger om fremtidig styringsrente. Malinvestment-teorien omhandler blant annet at sentralbanken mistolker tilstanden i økonomien og dermed skaper ubalanse ved å sette styringsrenten feil i forhold til et ideelt nivå (Sechrest, 2006).

Når utviklingen i norske rentevariabler senere i oppgaven skal testes mot forventningshypotesen er det viktig å ha klart for seg forutsetningene for hvordan rentenes tidsserieegenskaper, ifølge teorien, skal oppføre seg isolert og i forhold til andre rentevariabler. Derfor vil det nå fremstilles sentrale tidsserieegenskaper som må være oppfylt om forventningshypotesens skal kunne verifiseres.

2.4 Tidsserieegenskaper

Gjennom å studere historiske data fra tidsserievariabler kan det oppnås verdifull informasjon om tidsseriene. Et tilstrekkelig utvalg data kan kartlegge variablenes egenskaper og gi svar på

om tidsseriene senere kan brukes til regresjon og hvilke teknikker som bør benyttes i regresjonene. I dette delkapittelet klargjøres det for relevante og sentrale begrep innenfor tidsseriers egenskaper. Innholdet bygger hovedsakelig på Brooks (2008, kapittel 5 og 7).

2.4.1 Stasjonaritet og ikke-stasjonaritet

I arbeidet med tidsserier er det veldig viktig å undersøke om seriene er stasjonære eller ikke, da dette forteller mye om oppførselen og egenskapene til serien. Dersom serien får en uforutsett drastisk endring, som ofte omtales som et sjokk i litteraturen, vil sjokket gradvis «dø ut» om serien er stasjonær. Sjokket i en periode, t , vil altså ha mindre effekt i neste periode, $t + 1$, og så videre. Denne tilstanden omtales ofte som «mean reversion» og kan kjennetegnes ved at en variabel vil følge sitt eget gjennomsnitt over tid. En annen grunn til å teste for stasjonaritet er at det ikke kan benyttes standard tester¹¹ som t-test og F-test om kravene til stasjonaritet ikke er oppfylt. Modellering med ikke-stasjonære serier kan i tillegg gi spuriøse regresjoner¹², som vil gi falske estimater.

Når det kommer til stasjonaritet, skilles det mellom streng stasjonaritet og svak stasjonaritet. En tidsserie, $(y_t, y_{t+1}, \dots, y_T)$, er strengt stasjonær dersom funksjonen $f(y_t, y_{t+1}, \dots, y_T)$ oppfølger følgende krav:

$$(5) f(y_t, y_{t+1}, \dots, y_T) = f(y_{t+m}, y_{t+1+m}, \dots, y_{T+m})$$

Uttrykk (5) sier at en serie som er strengt stasjonær har samme sannsynlighetsfordeling til enhver tid. På grunn av de strenge kravene er denne egenskapen vanskelig å teste empirisk. Derfor refereres det ofte til begrepet svak stasjonaritet når stasjonaritet omtales for finansielle data.

¹¹ Se Wooldridge (2009, kapittel 4) for t-test og F-test.

¹² Spuriøs sammenheng: Dersom variabler som er uavhengige av hverandre, tilfeldigvis har lik trend innenfor en regresjonsperiode, kan resultatene vise høy grad av sammenheng til tross for uavhengigheten. Se Wooldridge (2009, side 656).

For $t = 1, 2, 3 \dots \infty$ finnes en svak stasjonær serie dersom følgende krav er oppfylt ¹³:

- (i) $E(y_t) = \mu$
- (ii) $E(y_t - \mu)(y_t - \mu) = \sigma^2 < \infty$
- (iii) $E(y_{t1} - \mu)(y_{t2} - \mu) = \gamma_{t2-t1}$

Disse likningene sier at prosessen skal ha (i) en konstant forventning, (ii) konstant varians og (iii) tidsuavhengig autokovarians. En svak stasjonær prosess kan vises ved å ta utgangspunkt i en enkel auto regressiv (AR) modell:

$$(6) y_t = \mu + \beta y_{t-1} + u_t$$

En AR-modell kjennetegnes ved at den avhengige variabelen y_t kun avhenger av tilbakedaterte verdier av seg selv, i tillegg til et konstantledd μ og et restledd u_t . For at regresjonene skal gi forventningsrette estimat er det nødvendig at restleddet u_t er hvit støy¹⁴. Likning (6) er da en AR(1) modell, som betyr at det kun er verdien av tidsserievariabelen i forrige periode y_{t-1} som påvirker y_t . β måler i hvilken grad y_{t-1} har forklaringskraft på y_t . Som det kommer frem under fra «i» og «ii» vil verdien på β være avgjørende for tidsseriens egenskaper:

- i) $\beta < 1$: Variabelen vil på sikt gå mot «mean reversion», altså tilbake til likevekt etter strukturelle sjokk. Effekten av et sjokk vil «dø ut» med tiden og tidsserien er stasjonær. Hastigheten på tilpasningen går raskere jo nærmere β er null.
- ii) $\beta = 1$: Effekten av et sjokk er vedvarende og variabelen vil aldri finne tilbake til likevekt. Tidsserien er da ikke-stasjonær. Dette er et eksempel på en «random walk»¹⁵-prosess.

¹³ Se Brooks (2008, kapittel 5.2).

¹⁴ Hvit støy er en prosess uten noen merkbar struktur og systematikk. Dette er nødvendig for å oppnå forventningsrette estimat ved regresjon. Kjennetegnes ved at $E(u_t) = 0$, $\text{Var}(u_t) = \sigma^2$ og $\text{Cov}(u_t, u_s) = 0$ for $t \neq s$. Se Brooks (2008, side 209).

¹⁵ En enkel modell der den avhengige variabelen bestemmes av egen verdi i forrige periode og et uavhengig restledd. Se Brooks (2008, kapittel 7.1.2).

Ved ikke-stasjonaritet inneholder serien enten en trend eller et strukturelt brudd. Om $\beta > 1$ vil variabelen y_t i likning (6) øke og øke, nærmest «eksplodere» når tiden t øker. Dette er sjelden tilfelle i finansielle tidsserier, så i praksis benyttes begrepet ikke-stasjonaritet vanligvis for tilfeller der $\beta = 1$ (Brooks, 2008, side 321). Ikke-stasjonaritet gjør at et sjokk vil vedvare og aldri «dø ut». Et vanlig eksempel på et slikt tilfelle er en «random walk» prosess. Ettersom β fra (6) har verdien 1 ved «random walk», kan prosessen stilles opp som:

$$(7) y_t = \mu + y_{t-1} + u_t.$$

Siden β ikke er mindre enn 1 vil sjokket aldri avta og tidsserien vil ikke finne tilbake til likevekten.

Under en «random walk» prosess vil førstedifferansen til nivåvariabelen normalt være stasjonær. Ved å ta førstedifferansen til en ikke-stasjonær prosess omformes likningen (7) fra et ikke-stasjonært utgangspunkt til et stasjonært utgangspunkt:

$$(8) \Delta y_t = \mu + u_t.$$

I (8) er forklaringsvariabelen nå et uttrykk av μ og u_t . μ er en konstant og er da per definisjon stasjonær (Brooks, 2008, side 363). Siden restleddet antas å være hvit støy vil dette bevege seg rundt sitt langsiktige gjennomsnitt. u_t vil derfor være stasjonært, og da er også Δy_t stasjonær.

Tidsserier som er stasjonære i førstedifferansen sies å være integrert av første orden, $I(1)$. Dette betyr at prosessen inneholder en enhetsrot¹⁶. Generelt, hvis en ikke-stasjonær serie y_t må differensieres d - ganger for å bli stasjonær, sies serien å være integrert av orden «d». Dette kan skrives: $y_t \sim I(d)$ (Brooks, 2008, kapittel 7.1.3).

Om to ikke-stasjonære rentevariabler er integrert av samme orden er det mulig at disse går mot en felles likevektsammenheng. Med bakgrunn i Brooks (2008, kapittel 7) redegjøres det for denne egenskapen i neste underkapittel.

¹⁶ En serie følger en enhetsrotprosess dersom den er ikke-stasjonær, men blir stasjonær etter å ha satt den på førstedifferanseform.

2.4.2 Kointegrasjon

Dersom to ikke-stasjonære tidsserier er integrert av samme orden kan det finnes en lineær kombinasjon av disse variablene som er stasjonær. Det eksisterer da en langsiktig sammenheng mellom disse seriene. Om en av variablene beveger seg utenfor denne likevektsammenhengen vil den over tid korrigeres og trekkes tilbake mot likevekten. Slike tidsserier sies å være kointegrerte. Det viser seg å være tilfellet at flere tidsserier som er ikke-stasjonære følger en felles trend over tid, deriblant renter som er kjent for å være $I(1)$ -variabler (Brooks, 2008, side 363). Ifølge Brooks (2008) gir rentevariabler inntrykk av å kunne bevege seg fritt på kort sikt, men på grunn av for eksempel markedskrefter går de mot en felles likevekt på lengre sikt.

Ved å stille opp en statisk likevektsammenheng mellom to variabler, x og y , utformes det som kalles kointegrasjonslikningen. Dette kan skrives:

$$(9) \quad y_t = \mu + \rho x_t + u_t$$

I likning (9) er y_t den avhengige variabelen og representerer den lengste renten. x_t er den korteste renten og kan sies å gjenspeile gjennomsnittet fra de korte rentene i likning (1). ρ er her parameteren som beskriver den direkte sammenhengen mellom y og x . μ antas å være konstant, og kan eksempelvis representere en risikopremie. Restleddet u_t i sammenhengen (9) betraktes som avviket fra den potensielle langtidlikevekten. Dersom restleddet oppfører seg stasjonært kan rentevariablene sies å kointegrere, og variablene vil følge en felles likevektsammenheng.

Grunnen til at det estimerte restleddet vil påvise kointegrasjon kan vises ved å sette ρx_t og μ på venstresiden av likning (9):

$$(10) \quad y_t - \rho x_t - \mu = u_t$$

Fra (10) kommer det frem at om restleddet viser seg å være stasjonært og μ er konstant, vil differansen mellom de to ikke-stasjonære variablene på venstresiden også være stasjonær. Dette innebærer at differansen mellom de to tidsseriene beveger seg mot «mean reversion». Kointegrasjon er en nødvendig, men ikke tilstrekkelig betingelse for forventningshypotesens

holdbarhet (Brooks, 2008, side 365). Avslutningsvis i dette kapittelet presenteres det derfor ytterlige to tidsserieegenskaper sammenheng mellom renter.

2.4.3 Granger kausalitet og feilkorrigering

Dersom det skal eksistere en likevektsammenheng mellom korte og lange renter er det vesentlig at rentevariablene har forklaringskraft på hverandre. To egenskaper som fører til dette er Granger kausalitet (Brooks, 2008, kapittel 6) og feilkorrigering (Wooldridge, 2009, kapittel 18.4).

Granger kausalitet kan forklares ved å ta utgangspunkt i to rentevariabler, x og y , med forskjellige løpetider på rentene. Dersom det viser seg at utviklingen i x fører til endringer i y og motsatt, eksisterer det Granger kausalitet begge veier. Dette kan vises ved å ta utgangspunkt i de to VAR¹⁷-modellene under:

$$(11) \quad y_t = \beta_{10} + \beta_{11} y_{t-1} + \beta_{12} y_{t-2} + \beta_{13} y_{t-3} + \alpha_{11} x_{t-1} + \alpha_{12} x_{t-2} + \alpha_{13} x_{t-3} + u_{1t}$$

$$(12) \quad x_t = \alpha_{20} + \alpha_{21} x_{t-1} + \alpha_{22} x_{t-2} + \alpha_{23} x_{t-3} + \beta_{21} y_{t-1} + \beta_{22} y_{t-2} + \beta_{23} y_{t-3} + u_{2t}$$

Om det viser seg at minst en av de tilbakedaterte verdiene til x_t i modell (11) er signifikant forskjellig fra null, kan y_t sies å påvirkes av x_t og det vil dermed eksistere Granger kausalitet. Det samme vil være tilfellet for x_t om tilbakedaterte verdier av y_t i (12) er signifikante.

Feilkorrigering innebærer at det eksisterer en mekanisme som gjør at avvik fra langtidslikevekten mellom to renter justeres tilbake over tid. For at det ikke skal eksistere arbitrasjemuligheter er dette en sentral egenskap. En slik prosess kan vises ved å stille opp en modell benyttet av Engle og Granger (1987):

$$(13) \quad \Delta y_t = \alpha z_{t-1} + \sum_{i=0}^I (\pi_{yi} \Delta x_{t-i}) + \sum_{j=1}^J (\beta_{yj} \Delta y_{t-j}) + \gamma_y + v_y$$

¹⁷ Vector autoregressive modell (Brooks, 2008, kapittel 6.11). VAR-modeller inneholder kun tilbakedaterte verdier av den avhengige variabelen og forklaringsvariabelen, i tillegg til konstantledd og restledd.

I (13) er z_{t-1} avviket fra likevekten i forrige periode og parameteren α indikerer hvor stor del av dette avviket som vil ha forklaringskraft på Δy_t . Hvordan z_{t-1} kan utledes blir gjennomgått i kapittel 3.4. Dersom α er signifikant forskjellig fra null vil Δy_t ved et positivt avvik ($\Delta y_{t-1} > \Delta x_{t-1}$) reduseres i kommende periode gitt at parameteren er av negativ verdi.

Granger kausalitet og feilkorrigerer er viktige egenskaper for rentekombinasjoner om det skal være holdbarhet i forventningshypotesen. Disse egenskapene beskrives nærmere i den metodiske delen av avhandlingen.

2.5 Tidligere forskning

Det har blitt gjort en rekke studier som undersøker forventningshypotesens forklaringsgyldighet på renters terminstruktur, og disse studiene har konkludert forskjellig. Det er blitt testet ut forskjellige metoder, forskjellig tidsforløp og databaser fra forskjellige land. Flere studier har forkastet forventningshypotesen mens andre finner grunnlag for denne i sine resultater (Patterson, 2000, side 494). Under følger et sammendrag fra noen betydningsfulle tidligere studier.

Studier som er gjort på amerikanske rentedata i siste halvdel av forrige århundre konkluderer forskjellig i forhold til forventningshypotesens holdbarhet. Campbell og Shillers (1987) studier på 20 års statsobligasjoner og 1 måneds statskasseveksler i perioden 1952-1982, som henholdsvis lange og korte rentesatser, konkluderer med at renter er stasjonære i førstedifferansen¹⁸, og det blir funnet indikasjoner på kointegrasjon. Til tross for dette kunne ikke resultatene bekrefte forventningshypotesen. Fama og Bliss (1987) fant indikasjoner på at lange renterater er stasjonære på nivåform og da $I(0)$, noe som står i strid med forventningshypotesen. Denne studien fant tendenser til at lengre tidshorisont på rentene i sterkere grad indikerte «mean reversion».

Patterson (2000) fant rentevariablene som $I(1)$ og fant kointegrerende sammenhenger for løpetider mellom 1, 6, 12, 60 og 120 måneder for amerikanske statskasseveksler og statsobligasjoner i perioden 1949 til 1991. Dette finner støtte hos Shea (1992) i en studie av

¹⁸ Se kapittel 3.1.

amerikanske rentedata som omfatter terminstruktur for ulike løpetider fra 1 måned til 25 år i perioden 1952 til 1987. Denne undersøkelsen ble gjennomført med flere teknikker og resultatene viser at de fleste rentene med ulike løpetider var kointegrerte. Resultater som indikerte kointegrasjon ble imidlertid svakere for renter som var langt unna forfall.

Campbell og Shiller (1991) undersøkte spreaden til amerikanske renter med terminer fra 1 måned til 10 år i perioden 1952-1987, og satte dette opp mot en teoretisk spread som kalles «perfect foresight spread». Dette er den spreaden som vil finnes dersom det eksisterer perfekt informasjon om fremtidige renter. Her konstrueres det en langsiktig sammenheng mellom to renter med et konstantledd og en regresjonskoeffisient ρ som skal være 1 om det eksisterer fullkommen grad av forventningshypotesen (se likning (9)). Campbell og Shillers (1991) estimerer av ρ viste seg stort sett å være positive og signifikante, men ga best indikasjoner på forventningshypotesen der langsiktige renter ble benyttet. Undersøkelsen ga da totalt sett lite støtte til forventningshypotesen. En høy rentespread ville i de fleste tilfeller gi stigende korte renter på lang sikt, men gi avtagende lange renter kun på kort sikt. Sistnevnte strider mot forventningshypotesen. Guidolin og Thornton (2008) fant at selv om ρ i alle tilfeller er positiv og signifikant forskjellig fra 0, blir hypotesen om at $\rho = 1$ ofte forkastet.

Engle og Granger (1987) tok for seg amerikanske renteterminer fra 1952 til 1982 med 20 års statsobligasjoner og 1 måneds statskasseveksler som henholdsvis lange og korte rentesatser. Her ble det gjennom ADF-tester¹⁹ påvist stasjonaritet i førstedifferansen til rentene. Ved bruk av Engle og Grangers 2-steps²⁰ metode ble det påvist kointegrasjon mellom rentene. Videre tok de i bruk feilkorrigeringsmodeller som viste hvordan veksten i en rente påvirkes av dynamikken med en annen rente.

Hall, Anderson og Granger (1992) testet amerikanske statsobligasjoner fra 1970 til 1988 for kombinasjoner av 1 til 11 måneders løpetid ved ADF-testing. De fant sterke indikasjoner på ikke-stasjonaritet på nivåform og stasjonaritet i førstedifferansen. Derimot fant de at flere av rentekombinasjonene ikke hadde kointegrerende sammenhenger.

¹⁹ Augmented Dickey-Fuller test. Se kapittel 3.1.

²⁰ Se kapittel 3.2.1.

Jondeau og Ricart (1999) benyttet en feilkorrigeringsmodell og testet forventningshypotesen da de tok for seg data fra USA, Tyskland, Frankrike og Storbritannia fra 1975 til 1997. Resultatene ga grunnlag for det de kaller «country puzzle», da forventningshypotesen fant støtte i data fra Frankrike og Storbritannia, mens den ble forkastet i USA og Tyskland. Bohl og Siklos (2004) fant heller ikke kointegrasjon for tyske rentedata da de undersøkte perioden 1974-1998, og argumenterte med at sentralbankens pengepolitikk skapte ubalanse i spreaden mellom korte og lange renter.

Det har altså foreløpig ikke vært mulig å komme frem til noe endelig svar i forhold til forventningshypotesens gyldighet. Mye av den tidligere forskningen finner indikasjoner på forventningshypotesen, men det er få av undersøkelsene som med sikkerhet kan bekrefte den. Campbell og Shiller (1991) trekker frem tidsvarierende risikopremier, irrasjonelle markedsforventninger og økonometriske målefeil som mulige forklaringer. Bohl og Siklos (2004) diskuterer asymmetri i terminstrukturen som følge av sentralbankens pengepolitikk, da de eksempelvis observerer at sentralbanken gradvis justerer opp styringsrenten for å stabilisere inflasjonen, men reduserer renten veldig raskt når inflasjonspresset har gitt seg. Guidolin og Thornton (2008) diskuterer om det istedenfor økonometriske metoder er markedsaktørenes evne til å predikere de fremtidige rentene som svikter, og derfor gjør at forventningshypotesen ikke kan påvises.

I forbindelse med norsk terminstruktur er det gjennomført enkelte mastergradstudier på forventningshypotesens holdbarhet. Som en avslutning til dette kapittelet vil disse presenteres:

Kleiva (2010) tok for seg forskjellige terminer for statsobligasjoner og statskasseveksler i tidsrommet 2003-2010 og testet for kointegrasjon med Engle og Grangers 2-steps metode. Her ble det funnet at rentene er $I(1)$ -variabler, men med blandede resultater fra kointegrasjonsanalysen og uten indikasjon på feilkorrigering ble det konkludert at forventningshypotesen ikke finner støtte i norske rentedata. Her ble det uttrykt bekymring for at tidsperioden 2003-2010 kan være for kort til å fange opp det tilstrekkelige mønsteret i rentebevegelsene.

Zihong (2010) tok for seg norske 3 års statsobligasjoner og 6 måneders NIBOR-renter for perioden 1990-2010. Studien fant stasjonaritet i førstedifferansene til rentene og kointegrasjon

for rentekombinasjonen. I feiljusteringsmodellene ble det funnet signifikant korrigerings på 6 månedsrenten men ikke på 3 årsrenten. Siden feiljusteringen kun gikk en vei, kunne det ikke bekreftes at forventningshypotesen har støtte i rentekombinasjonen. Videre ble det benyttet en ikke-lineær modell med tilstandsregimeskift som viste seg å kunne beskrive tilpasningen av avviket mot langtidslikevekten bedre enn den lineære modellen. Ved bruk av den ikke-lineære modellen konkluderte studien med at forventningshypotesens holdbarhet kun kunne bekreftes innenfor avgrensede regimer.

Shubin (2008) tok i bruk Johansen-metoden²¹ for 10 års statsobligasjoner og 3 måneders statskasseveksler i perioden 2003-2008. Det ble funnet at rentene var integrert av første orden samt signifikant kointegrasjon i rentekombinasjonen. Det ble derimot ikke funnet tilstrekkelig feilkorrigerings til å forklare rentedannelsen begge veier. Ved bruk av ikke-lineære modeller og regimeskift ble det imidlertid mulig å konstatere påvirkning fra feiljusteringsleddet mot både lange og korte renter. Det ble konkludert med at makroøkonomiske faktorer i sterkere grad priser rentene enn hva forventningshypotesens teori bygges på. Også her er en potensiell svakhet den relativt korte observasjonsperioden.

²¹ Johansen (1988).

3 Metode

Dette kapittelet gjør rede for hvordan jeg tester forventningshypotesens holdbarhet med bakgrunn i teoridiskusjonen og de sentrale tidsserieegenskapene fra kapittel 2. Som nevnt i kapittel 2.3 vil det bli tatt utgangspunkt i den «utvidede forventningshypotesen» for å svare på oppgavens problemstilling. I de empiriske analysene vil det bli studert tre forskjellige renteterminer fra tilnærmet risikofrie renteinstrument. Disse testes innenfor to forskjellige tidsperioder. Å benytte renteinstrument med minimal grad av risikopremie er ønskelig fordi renteutviklingen da i sterkere grad bestemmes av forventninger, som illustrert i Figur 1. Valg av renteinstrumenter og deres løpetider presenteres og begrunnes i kapittel 4.

For å teste tidsseriene opp mot forventningshypotesen vil det bli tatt utgangspunkt i de tidligere omtalte tidsserieegenskapene der stasjonaritet, kointegrasjon, kausalitet og feilkorrigerer står sentralt. Med bakgrunn i dette benyttes dataprogrammet «Oxmetrics 6»²² til estimering og regresjon av sentrale modeller. Modellene estimeres med minste kvadrats metode²³, og det er da nødvendig²⁴ at rentevariablene som benyttes i de forskjellige modellene er stasjonære. En viktig del av metoden er derfor å starte med å teste for stasjonaritet.

3.1 Test for stasjonaritet

For å studere hvordan rentene oppfører seg over tid undersøkes det først om disse er stasjonære. Siden de strenge kravene som stilles til sterk stasjonaritet er vanskelig å teste empirisk vil det i denne oppgaven fokuseres på svak stasjonaritet. For å teste for stasjonaritet benyttes en Dickey-Fuller test (Dickey og Fuller, 1979) der det testes for enhetsrøtter. Metoden bygger på Brooks (2008, kapittel 7), og testen kan vises ved i ta utgangspunkt i den enkle regresjonslikningen (6) fra kapittel 2.4.1:

²² <http://www.oxmetrics.net>

²³ Benyttes til estimering av lineære regresjonsmodeller og minimerer summen av kvadrerte avvik mellom faktiske og predikerte verdier. Se Wooldridge (2009, kapittel 2.2).

²⁴ Se kapittel 2.4.1.

$$(14) \quad y_t = \mu + \beta y_{t-1} + u_t$$

Her testes nullhypotesen $\beta = 1$, som indikerer ikke-stasjonaritet. Alternativhypotesen er da $\beta < 1$, som indikerer at prosessen er stasjonær. For at regresjonene skal gi forventningsrette estimat forutsettes det at restleddet u_t er hvit støy.

Det er også nyttig å teste førstedifferansen siden renter som nevnt er kjent for å være I(1) variabler. Førstedifferansen finnes ved å trekke fra y_{t-1} på begge sider av (14). Dette vises under i (15), og førstedifferansen kan da skrives som i (16).

$$(15) \quad y_t - y_{t-1} = \mu + (\beta - 1) y_{t-1} + u_t \Rightarrow$$

$$(16) \quad \Delta y_t = \mu + (\beta - 1) y_{t-1} + u_t$$

For å unngå potensiell seriekorrelasjon²⁵ i regresjonen er det hensiktsmessig å inkludere tilbakedaterte (lagga) endringsledd i likningen. Det kan da benyttes en utvidet Dickey-Fuller (ADF) test, som tester for enhetsrøtter samtidig som det kontrolleres for seriekorrelasjon. ADF-testen stilles opp som i (17):

$$(17) \quad \Delta y_t = \mu + (\beta - 1) y_{t-1} + \sum_{i=1}^q (\pi_i \Delta y_{t-i}) + u_t \Rightarrow$$

$$(18) \quad \Delta y_t = \mu + \theta y_{t-1} + \sum_{i=1}^q (\pi_i \Delta y_{t-i}) + u_t$$

I likning (18) erstattes $(\beta - 1)$ med θ der $\theta = (\beta - 1)$, og $\sum_{i=1}^q (\pi_i \Delta y_{t-i})$ er summen av de tilbakedaterte endringsleddene. Det utformes så følgende nullhypotese H_0 og alternativhypotese H_1 :

$H_0: \beta = 1 \Leftrightarrow \theta = 0$ Tidsserien er ikke stasjonær

$H_1: \beta < 1 \Leftrightarrow \theta < 0$ Tidsserien er stasjonær

²⁵ Seriekorrelasjon vil si at restleddet ikke er uavhengig og da påvirkes av tidligere verdier. $\text{Cov}(u_i, u_j) \neq 0$ for $i \neq j$. Dette medfører at restleddet ikke er hvit støy.

Testobservatoren settes så opp som:

$$(19) \quad \text{Testobservator (t-ADF)} = \frac{\hat{\theta}}{\text{se}(\hat{\theta})}$$

Det benyttes minste kvadrats metode til å estimere θ . $\text{se}(\hat{\theta})$ er her det estimerte standardavviket. Her følger ikke testobservatoren standard t-fordeling, og dette tas hensyn til ved å bruke andre kritiske verdier²⁶. Disse er høyere i absoluttverdi enn standard kritiske t-verdier slik at det er større rom for å beholde nullhypotesen.

En svakhet med Dickey-Fuller testen er at den konkluderer enten med stasjonaritet, eller ikke-stasjonaritet (Brooks, 2008, kapittel 7.1.7). Testen sier med andre ord ingenting om graden av eventuell stasjonaritet. For å ta hensyn til dette vil også estimerte verdier av β fra likning (17) presenteres i den empiriske analysen.

Valg av antall lagga verdier av y i modell (18) er viktig i forhold til utfallet av testen. Inkluderes det for få lagga verdier er det mulig at ikke all seriekorrelasjon forsvinner og det kan oppstå skjeve estimater. Imidlertid vil for mange lagga verdier bruke opp frihetsgrader og redusere absoluttverdiene til testresultatene. Det finnes flere strategier for å bestemme laglengde. Enders (2010, side 71) foreslår å bruke Akaikes informasjonskriterier (AIC) som beregnes med følgende modell:

$$(20) \quad \text{AIC} = \ln(\widehat{\sigma}^2) + \frac{2k}{T}$$

der $\widehat{\sigma}^2$ er estimert restleddsvarians, k er antall parametere i modellen og T er antall observasjoner. Poenget er å velge det antallet lags som gir den laveste verdien på informasjonskriteriene. Lave verdier «straffer» parameterrike og kompliserte modeller, og finner enkle modeller som fortsatt forklarer mye.

En annen strategi for å velge lagga verdier er beskrevet i Enders (2010, side 216) og kalles «general-to-specific»-metoden. Denne metoden går ut på å prøve med forskjellig antall lagga

²⁶ Kritiske Dickey-Fuller verdier er gjengitt i tabell A2.7 i Brooks (2008, side 675).

verdier fra en høy laglengde og nedover helt til det oppnås en laglengde som gir signifikante verdier på parameterne.

For valg av antall lagga verdier i ADF-modellen benyttes «general-to-specific»-metoden.

Dersom rentene viser å være integrert av samme orden testes det videre for kointegrasjon i kombinasjoner av rentevariablene.

3.2 Test for kointegrasjon

Dersom tidsseriene viser seg å være I(1)-variabler i stasjonaritetstestene, blir neste steg i studiet av forventningshypotesen å undersøke om to rentevariabler med forskjellige terminer går mot en langsiktig sammenheng. Her står testing for kointegrasjon sentralt. Med bakgrunn i Brooks (2008, kapittel 7) presenteres to testprosedyrer for kointegrasjon i de to følgende underkapitlene. Begge vil bli benyttet i den empiriske analysen.

3.2.1 Engle og Grangers 2-steps metode

En måte å teste for kointegrasjon på er å benytte Engle og Grangers 2-steps metode²⁷.

Kointegrasjonslikningen (9) estimeres da med minste kvadrats metode, og resulterer i det som betraktes som den potensielle likevektsammenheng. Videre testes det estimerte restleddet \hat{u}_t for stasjonaritet. \hat{u}_t betraktes som avviket fra den potensielle langtidslikevekten, og dette kan finnes som vist i likning (21):

$$(21) \quad \hat{u}_t = y_t - \hat{y}_t \Leftrightarrow \hat{u}_t = y_t - \hat{\mu} - \hat{\rho} x_t$$

Dersom \hat{u}_t viser seg å være stasjonær eksisterer det «mean reversion» og temporære avvik fra den langsiktige sammenheng vil elimineres over tid (effekten av et sjokk vil «dø ut»). Om dette er tilfellet kan tidsseriene sies å kointegrere.

Det estimerte restleddet kan testes for stasjonaritet ved å sette opp førstedifferansen som en AR(1) prosess:

²⁷ Engle og Granger (1987).

$$(22) \quad \Delta \hat{u}_t = \hat{\mu} + \theta \hat{u}_{t-1} + v_t$$

Her antas v_t å være hvit støy og hypotesen $\theta=0$ testes med en Dickey-Fuller eller en utvidet Dickey-Fuller test. For å kontrollere for seriekorrelasjon benyttes en utvidet Dickey-Fuller test som stilles opp på følgende måte:

$$(23) \quad \Delta \hat{u}_t = \hat{\mu} + \theta \hat{u}_{t-1} + \sum_{i=1}^q (\pi_i \Delta \hat{u}_{t-i}) + v_t$$

Siden testen baserer seg på estimerte verdier øker usikkerheten, og det benyttes strengere kritiske verdier enn tidligere. For denne testen benyttes derfor kritiske Engle-Granger verider²⁸. For valg av laglengde anvendes «General-to-specific»-metoden.

Nullhypotesen og alternativhypotesen blir:

$$H_0: \hat{u}_t \sim I(1) \quad \theta = 0$$

$$H_1: \hat{u}_t \sim I(0) \quad \theta < 0$$

Dersom nullhypotesen forkastes finnes det en stasjonær lineær kombinasjon av de to ikke-stasjonære variablene som gir kointegrasjon. Avvik fra likevekten vil dermed korrigeres med tiden, og variablene x og y vil gå mot en felles likevektsammenheng. Dette tyder da på at forventningshypotesen finner støtte i rentekombinasjonen som testes.

3.2.2 Den observerte spreaden

Et alternativ til Engle og Grangers 2-steps metode er å undersøke om den observerte spreaden sammenfaller med den teoretiske. Denne metoden finner spreaden mer direkte som differansen mellom to renter og tar utgangspunkt i begrepet «perfect foresight spread»²⁹ fra Campbell og Shiller (1991). Ved å ta utgangspunkt i likning (2) fra kapittel 2.3 finnes spreaden som differansen mellom lang og kort rente:

²⁸ Kritiske Engle-Granger-verdier er gjengitt i tabell A2.8 Brooks (2008, side 624).

²⁹ Se kapittel 2.5.

$$(24) \quad S(t, n, m) = R(t, n) - R(t, m)$$

Dette kan videre omskrives til likevektsammenhengen i kointegrasjonslikningen (9) og spreaden finnes som u_t i (25):

$$(25) \quad u_t = y_t - \rho x_t - \mu$$

Ifølge forventningshypotesens forutsetning om rasjonelle markedsf forventninger skal ρ fra (9) teoretisk sett ha verdien 1. Det pålegges derfor restriksjonen $\rho = 1$. Ved å benytte en ADF-test med samme hypoteser som i delkapitlet ovenfor testes spreaden for stasjonaritet.

Testprosedyren benytter kritiske Dickey-Fuller verdier, og for valg av laglengde anvendes «General-to-specific» metoden. Hvis spreaden er stasjonær vil dette indikere kointegrasjon, og verdien på ρ kan da betraktes som $\rho = 1$.

En annen testprosedyre for kointegrasjon er Johansen-metoden³⁰. Dette er en metode som er mest praktisk å benytte om det kan finnes mer enn en kointegrerende sammenheng i et system (Brooks, 2008, kapittel 7.8). For studiens empiriske analyse er det derfor mest hensiktsmessig å benytte de to metodene presentert over.

Som nevnt i kapittel 2.4.2 er kointegrasjon en nødvendig, men ikke tilstrekkelig betingelse for forventningshypotesens gyldighet. Likevektsammenhengen mellom rentevariablene skal derfor videre undersøkes med to supplerende metoder til testing for kointegrasjon. Først undersøkes kausaliteten mellom rentevariabler ved å formulere rentekombinasjonene som VAR-modeller. Etter dette utvides VAR-modellene til feilkorrigeringsmodeller for å studere dynamikken mellom to rentevariabler.

3.3 VAR-modeller og Granger kausalitet

I studier av sammenhengen mellom to variabler kan det benyttes Vector autoregressive (VAR) modeller for å undersøke om det eksisterer Granger kausalitet. Følgende delkapittel om VAR-modeller og Granger kausalitet bygger på Brooks (2008, kapittel 6).

³⁰ Se Johansen (1988)

Ved å ta utgangspunkt i to variabler x og y , kan det stilles opp en sammenheng der hver av disse variablene avhenger av tilbakedaterte verdier av x og y , i tillegg til et restledd som er hvit støy og et konstantledd. En utfordring med VAR-modeller er å velge antall tilbakedaterte verdier som skal benyttes i modellen. For å bestemme dette vil det bli benyttet informasjonskriteriene AIC. Under modelleres et eksempel på VAR-modeller for en kombinasjon av to tidsserievariabler der tre tilbakedaterte verdier inkluderes:

$$(26) \quad y_t = \beta_{10} + \beta_{11} y_{t-1} + \beta_{12} y_{t-2} + \beta_{13} y_{t-3} + \alpha_{11} x_{t-1} + \alpha_{12} x_{t-2} + \alpha_{13} x_{t-3} + u_{1t}$$

$$(27) \quad x_t = \alpha_{20} + \alpha_{21} x_{t-1} + \alpha_{22} x_{t-2} + \alpha_{23} x_{t-3} + \beta_{21} y_{t-1} + \beta_{22} y_{t-2} + \beta_{23} y_{t-3} + u_{2t}$$

I (26) og (27) er β_{10} og α_{20} konstantledd mens u_{1t} og u_{2t} er restledd som forventes å være hvit støy. α og β foran de lagga renteverdiene er parametere og viser hvor stor del av den lagga verdien som har betydning for venstresidevariabelen.

Den sentrale egenskapen til VAR-modeller er at høyresiden av modellene kun inneholder tilbakedaterte verdier. På denne måten sikres det for et potensielt simultanitetsproblem som kan oppstå om det inkluderes løpende verdier på forklaringsvariablene. VAR-modellene inneholder derfor kun endogene variable og er i tillegg fleksible. Modellene kan derfor estimeres med minste kvadrats metode og det kan benyttes en t-test³¹ for å teste signifikansen til hver parameter.

Siden VAR-modeller kan inneholde mange tilbakedaterte variabler er det ofte vanskelig å se om laggede forklaringsvariabler totalt sett har signifikant effekt på venstresidevariabelen. En måte å teste for variablenes signifikans er å ta i bruk en F-test³², som benyttes ved testing av restriksjoner. VAR-modellen sammenliknes da med en ny modell uten variablene som skal testes, og F-testen forteller så om ekskluderingen i den nye modellen gir betydelig forskjell.

³¹ Se likning (19). Kritiske verdier for t-testen er gjengitt i tabell A2.2 Brooks (2008, side 617).

³² F-testen settes opp som $(RSS_R - RSS_{UR} / q) * (T - k - 1 / RSS_{UR})$, se Wooldridge (2009, kapittel 4.5). Her er q antall restriksjoner, RSS_R er residualer for modell med restriksjoner, RSS_{UR} er residualer for modell uten restriksjoner, T er antall observasjoner og k er antall parametere. Kritiske F-verdier benyttes for å vurdere om resultatet kan forkaste hypotesen.

Det er denne prosedyren som kalles å teste for Granger kausalitet og undersøker altså om endringer i x fører til endringer i y , og motsatt.

Hypotesene blir:

$$H_{10}: \alpha_{11} = \alpha_{12} = \alpha_{13} = 0 \Rightarrow x_t \text{ har ingen Granger effekt på } y_t$$

$$H_{20}: \beta_{21} = \beta_{22} = \beta_{23} = 0 \Rightarrow y_t \text{ har ingen Granger effekt på } x_t$$

Alternativhypotesene er at en eller flere av de lagga verdiene har effekt signifikant forskjellig fra 0, og at det da eksisterer Granger kausalitet. I henhold til forventningshypotesen er det, som illustrert i likning (1), forventet å finne Granger kausalitet siden hypotesen sier at lange og korte renter skal ha forklaringskraft på hverandre. I tillegg skal effekten av parameterne være av signifikant positiv verdi slik at rentene følger hverandres utvikling.

En forutsetning for å benytte VAR-modeller er at variablene som inkluderes er stasjonære. Om rentevariablene etter testing viser seg å være $I(1)$, kan det stilles opp liknende modeller som i (26) og (27) på førstedifferanseform.

3.4 Feilkorrigeringsmodeller

For å undersøke i hvilken grad spreaden mellom lange og korte renter er i stand til å predikere de fremtidige bevegelsene i rentene utvides VAR-modellene til dynamiske modeller. Her inkluderes det en variabel, feilkorrigeringsleddet, som beskriver hvordan veksten i y avhenger av avviket fra langtidslikevekten mellom y og x . Det følgende bygger på Wooldridge (2009, kapittel 18.4).

En slik modell ble benyttet av Engle og Granger (1987) og kan stilles opp som:

$$(28) \quad \Delta y_t = \alpha z_{t-1} + \sum_{i=0}^I (\pi_{yi} \Delta x_{t-i}) + \sum_{j=1}^J (\beta_{yj} \Delta y_{t-j}) + \gamma_y + v_y$$

z_{t-1} , som kalles feilkorrigeringsleddet, representerer avviket fra langtidslikevekten. Restleddet v_y er her antatt å være stasjonært. $\pi_{yi} \Delta x_{t-i}$ og $\beta_{yj} \Delta y_{t-j}$ viser kortsiktige effekter på Δy_t av endringer i tilbakedaterte verdier på x og y . γ_y er konstantleddet. Samme likning kan også stilles opp med hensyn på endringer i den korte renten Δx_t . For å korrigere for potensiell

simultanitetsskjevhet kan Δx_t på høyresiden i modell (28) utelates. Dette skyldes at Δx_t ikke er en eksogen forklaringsvariabel og derfor kan korrelere med restleddet.

Feilkorrigeringsmodellen vil reflektere tilpasningen mot likevekten på sikt. I avhandlingens empiriske analyse presenteres slike modeller der både lange og korte renter er venstresidevariabler. Her finnes feilkorrigeringsleddet som det tidligere omtalte restleddet fra kointegrasjonslikningen (9) og beskriver avviket fra likevekt i forrige periode:

$$(29) \quad \hat{z}_{t-1} = y_{t-1} - \hat{\mu} - \hat{\rho} x_{t-1}$$

Parameteren til feilkorrigeringsleddet estimeres så med minste kvadrats metode. z_{t-1} kan betraktes som avviket fra langtidslikevekten i periode $t-1$. Parameteren α til z_{t-1} i (28) beskriver hastigheten i tilpasning mot langtidslikevekten, altså hvor mye av et avvik fra langtidslikevekten som vil forsvinne i neste periode. Denne parameteren forventes å ha verdien $|0 < \alpha < 1|$.

Om det eksisterer feilkorrigering vil $\alpha < 0$ i (28). I tilfeller der $y_{t-1} > \mu + \rho x_{t-1}$, som betyr at verdien på y i forrige periode hadde et positivt avvik fra likevekten, vil den negative verdien på α redusere Δy og korrigere dette avviket. Motsatt når $y_{t-1} < \mu + \rho x_{t-1}$, det vil si $z_{t-1} < 0$, vil den negative parameteren α øke Δy og korrigere mot likevekt.

Hvis variablene fra kointegrasjonslikningen (9) $y_t = \mu + \rho x_t + u_t$ er I(1)-variabler og disse variablene kointegrerer, vil u_t og da z_{t-1} være stasjonær og alle variablene i feilkorrigeringslikningen vil derfor være stasjonære. Det kan da benyttes vanlige statistiske tester og standard kritiske verdier ved testing av feilkorrigeringsleddet. At avvik i likevektsammenhengen mellom to rentevariabler korrigeres over tid er en nødvendig forutsetning for forventningshypotesens holdbarhet.

I neste kapittel gis en fremstilling samt begrunnelse for valg av datamateriale som skal benyttes til metodene presentert i dette kapittelet. Dataene fremstilles så grafisk for å gi et inntrykk av hvordan renteinstrumentene oppfører seg innenfor valgte tidsperioder.

4 Datamateriale

4.1 Rentevariabler

I denne studien av forventningshypotesen i norsk terminstruktur studeres tre forskjellige renteterminer og disse testes over to perioder med ulik tidslengde. I den korte perioden benyttes statsobligasjoner med terminer på 10 år og 3 år, samt 3 måneders statskasseveksler. Perioden strekker seg fra 8. januar 2003 til 24. februar 2014. Det er lagt inn daglige noteringer fra alle rentevariablene, og hver av disse utgjør 2800 observasjoner. I den lange perioden benyttes statsobligasjoner med løpetid på 10 år og 3 år, samt 3 måneders NIBOR-renter. Denne perioden strekker seg fra 2. januar 1990 til 24. februar 2014. Også her er det lagt inn daglige noteringer som for hver av rentene utgjør 6084 observasjoner. I studiens påfølgende figurer og regresjoner benyttes data hentet fra Norges Bank og Oslo Børs sine nettsider³³. Datamaterialet behandles gjennom dataprogrammet «Oxmetrics 6».

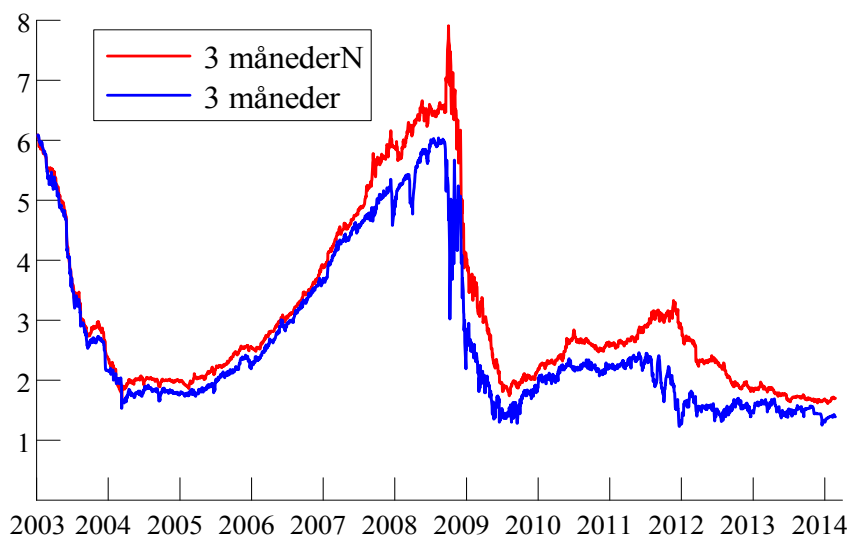
Grunnen til at det benyttes to tidsperioder med ulik lengde er at det kun finnes daglige data for norske statskasseveksler fra 8. januar 2003. Det er i utgangspunktet ønskelig å sammenlikne statsobligasjoner og statskasseveksler siden begge utstedes av staten, og risikopremien vil derfor bli så lik og liten som mulig. Dette kan imidlertid være en for kort tidsperiode for å undersøke tidsserieegenskapene. De fleste tidligere publiseringer med studier av forventningshypotesen benytter en lengre observasjonsperiode. I sin studie uttrykte Kleiva (2010) blant annet bekymring for at tidsperioden 2003-2010 sannsynligvis ikke var lang nok til å gi et realistisk bilde av rentenes oppførsel over tid. Med mistanke om at tidsperioden 2003-2014 vil bli for kort og at for eksempel sjokk vil bli i overkant betydningsfulle, inkluderes NIBOR-renter som et alternativ til statskasseveksler, siden risikopremien for disse er ganske lik (Mork, 2004, kapittel 8). Slik studeres i tillegg til en relativ kort tidsperiode, også en betydelig lengre periode. På denne måten vil studien også kunne vurdere hvilken betydning lang versus kort undersøkelsesperiode har for resultatet. For å skille mellom de to

³³ <http://www.norges-bank.no/Statistikk/Rentestatistikk>,
<http://www.oslobors.no/markedsaktivitet/nibor>

måneders rentene vil NIBOR-renter omtales som (3mndN), mens statskassveksler som (3mnd). Når rentene videre omtales som korte og lange renter vil 3 månedersrenten anses som kort rente, mens 10 år og 3 år vil anses som lange renter. Betegnelsen R_r vil representere lang rente, og r_r vil representere kort rente.

I Figur 2 sammenliknes 3 måneders statskassveksler og 3 måneders NIBOR-renter. Her blir data sammenliknet i den perioden det finnes daglige rentedata for statskassveksler, da dette som nevnt ikke eksisterer før 8. januar 2003. Rentenivået er oppgitt langs y-aksen og tiden (årstall) er oppgitt langs x-aksen (dette vil også gjelde for påfølgende figurer 3-8). Fra denne figuren kommer det frem at rentene stort sett følger samme utvikling over tid. Avvikene kommer klart frem i perioden fra siste halvdel av 2007 til starten av 2009 og perioden fra medio 2011 til siste kvartal 2012. NIBOR-renten er nesten alltid høyere enn statskassvekslene over hele perioden. Dette skyldes nok hovedsakelig risikopremie som legges til fordi lån til banker betraktes som mer risikabelt enn å låne til staten. De to rentene synes å utvikle seg rimelig likt over tidsperioden, og NIBOR-renten kan derfor betraktes som et brukbart alternativ til statskassveksler i denne undersøkelsen.

Figur 2: Utviklingen i 3 måneders statskassveksler og 3 måneders NIBOR-renter



Når det videre skal undersøkes hvordan ulike rentekombinasjoner forholder seg til forventningshypotesen vil kombinasjonene (10år, 3mnd/3mndN) og (3år, 3mnd/3mndN)

benyttes. Slik får jeg testet for rentekombinasjoner med ulike terminforskjeller.

Forventningshypotesen forutsetter at enhver kombinasjon av to rentevariabler skal kointegrere (Brooks, 2008, kapittel 7.11). Om norsk renteutvikling skal støtte forventningshypotesen forventes det derfor å finne likevektsammenheng i begge kombinasjonene.

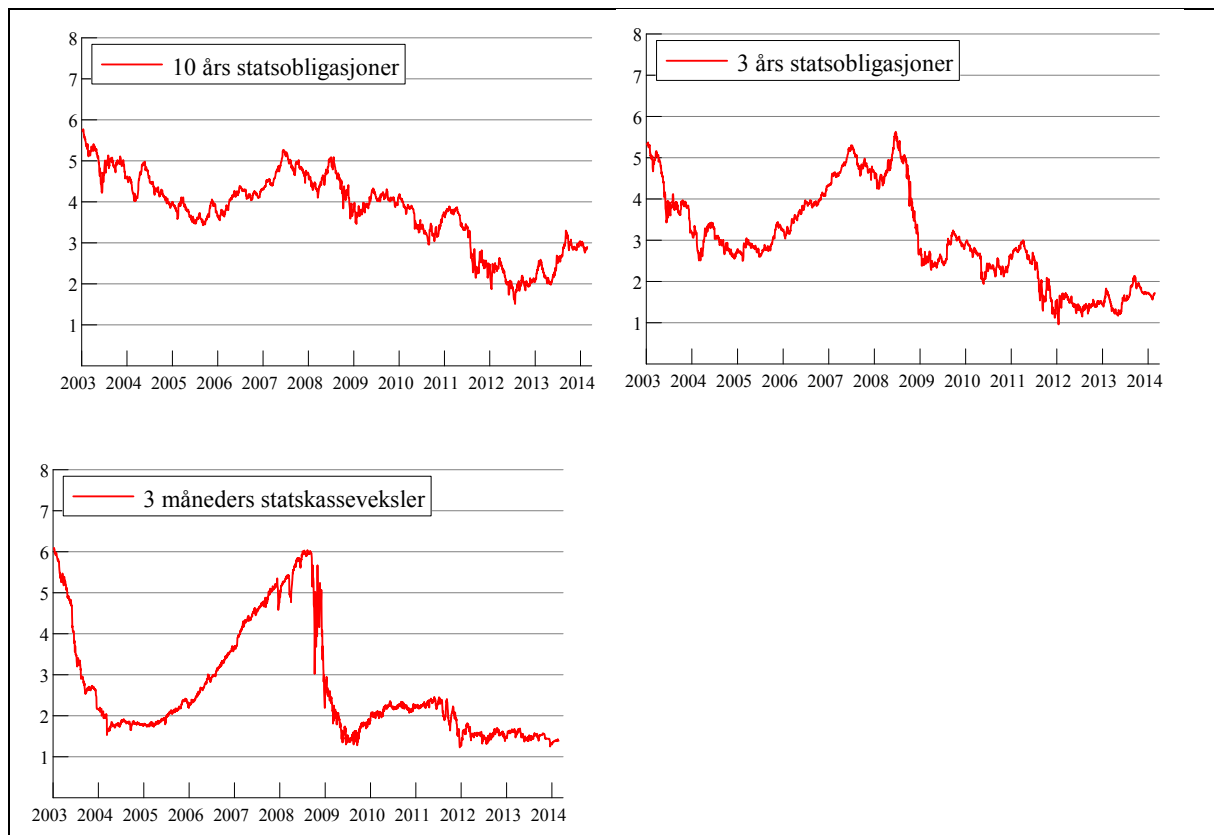
4.2 Grafisk analyse

Før det i kapittel 5 utformes økonometriske tester skal rentevariablene analyseres grafisk, for å gi et inntrykk av hvordan de oppfører seg innenfor valgt tidshorisont. Det vil bli presentert figurer av renteutviklingen på nivåform og for førstedifferansen. I tillegg vil den grafiske spreaden til rentekombinasjonene bli vist.

4.2.1 Grafisk analyse 2003-2014

De tre diagrammene i Figur 3 viser renteutviklingen i de tre forskjellige rentevariablene fra 2003-2014 på nivåform. Av disse tre er variasjonene størst for 3 måneders statskasseveksler, dernest for 3 års statsobligasjoner og minst for 10 års statsobligasjoner. 10 årsrenten ser ut til å gi tydeligst indikasjon på eventuell stasjonaritet. 3 måneder- og 3 årsrentene faller frem til første kvartal i 2004 før de flater litt ut. Videre stiger de i løpet av 2005 frem til slutten av 2008, hvor de begge videre viser markerte fall. Et stykke inn i 2009 stabiliserer de seg litt og holder seg mer jevne frem til 2014. Ut perioden fra 2011 er det 3 måneders renten som viser minst grad av volatilitet. Selv om 10 årsrenta ofte følger utviklingen til de to andre rentene skjer dette sjelden med like markante svingninger.

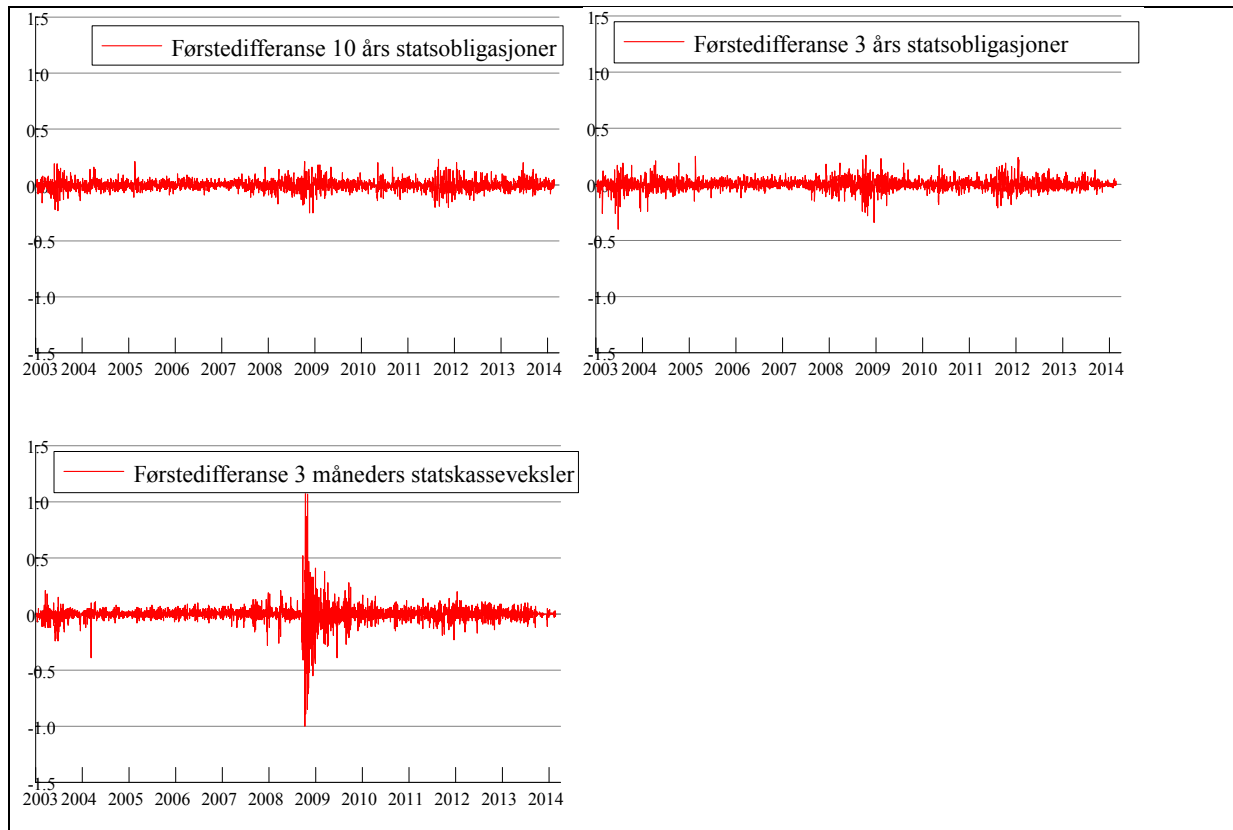
Figur 3: Rentenes utvikling over tid for 10 års statsobligasjoner, 3 års statsobligasjoner og 3 måneders statskasseveksler (2003-2014)



Hvorfor variasjonen er mest markant på 3 måneders renten og til dels 3 års renten kan muligens forklares med at makroøkonomiske nyheter spiller sterkere inn på renter jo kortere levetid rentene har (Bohl og Siklos, 2004).

Rentenes førstedifferanser i Figur 4 viser klare indikasjoner på stasjonaritet, da de alle beveger seg rundt gjennomsnittet. Dette er i overenstemmelse med blant andre Brooks (2008) som beskriver renter som $I(1)$ -variabler. 10 årsrenten og 3 årsrenten oppfører seg ganske stabilt rundt null gjennom hele tidsperioden. 3 månedsrenten har noen store avvik fra likevekten sent i 2008 og utover i 2009, men oppfører seg stabilt etter dette. En forklaring på det store avviket kan være at finanskrisen slo ut i Norge, og at dette, i tråd med Bohl og Siklos (2004) fikk størst konsekvenser for den korteste renten.

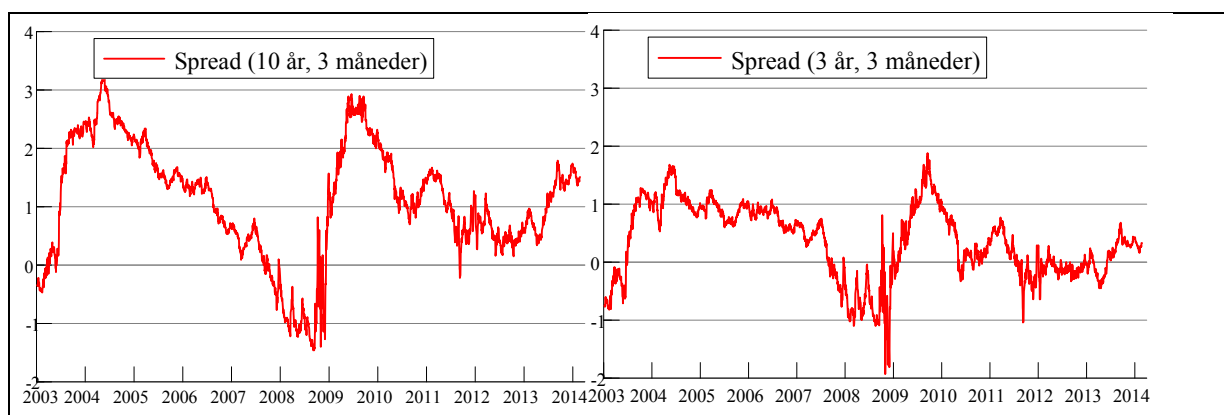
Figur 4: Rentenes førstedifferanse over tid for 10 års statsobligasjoner, 3 års statsobligasjoner og 3 måneders statskasseveksler (2003-2014)



Etter grafisk analyse tyder resultatene fra 2003-2014 på at alle tre rentevariablene er $I(1)$. For å undersøke grafisk om kombinasjoner av disse rentevariablene går mot en langsiktig likevektsammenheng skal sprednen i rentekombinasjonene studeres.

Rentespreden i Figur 5 finnes som vist i likning (2) ved å ta differansen mellom lang og kort rente, $R(t, n) - R(t, m)$, og vil som tidligere nevnt si mye om forventningshypotesens holdbarhet. Sprednen i (10år, 3mnd) virker å bli utsatt for flere strukturelle brudd der den først stiger markant frem til midten av 2004 for så å falle frem til 2008. Videre stiger den markant fra 2009 før den faller litt og ser ut til å holde seg rett over 1 fra 2010 og ut perioden.

Sprednen i (3år, 3mnd) holder seg stort sett rundt 1 frem til midten av 2007 etter en merkbar stigning fra 2003 til 2004. Fra midten av 2007 svinger den med flere markante skift før den litt ut i 2010 ser ut til å stabilisere seg rundt 0 i resten av tidsforløpet. Sprednen i (3år, 3mnd) virker mest jevn og ser i større grad ut til å følge «mean reversion» enn (10år, 3mnd).

Figur 5: Rentespreaden over tid for (10år, 3mnd) og (3år, 3mnd) (2003-2014)

Oppsummert virker det som en lengre forfallstid gjør at rentene oppfører seg mer stabile da 10 årsrenten oppfører seg mest stabil og 3 månedsrenten svinger mest over tid. Endringene i spreaden synes i sterkeste grad å skyldes 3 månedsrenten, spesielt i tilfellet (10år, 3mnd). Spreaden i (3år, 3mnd) gir klareste indikasjoner på likevektsammenheng.

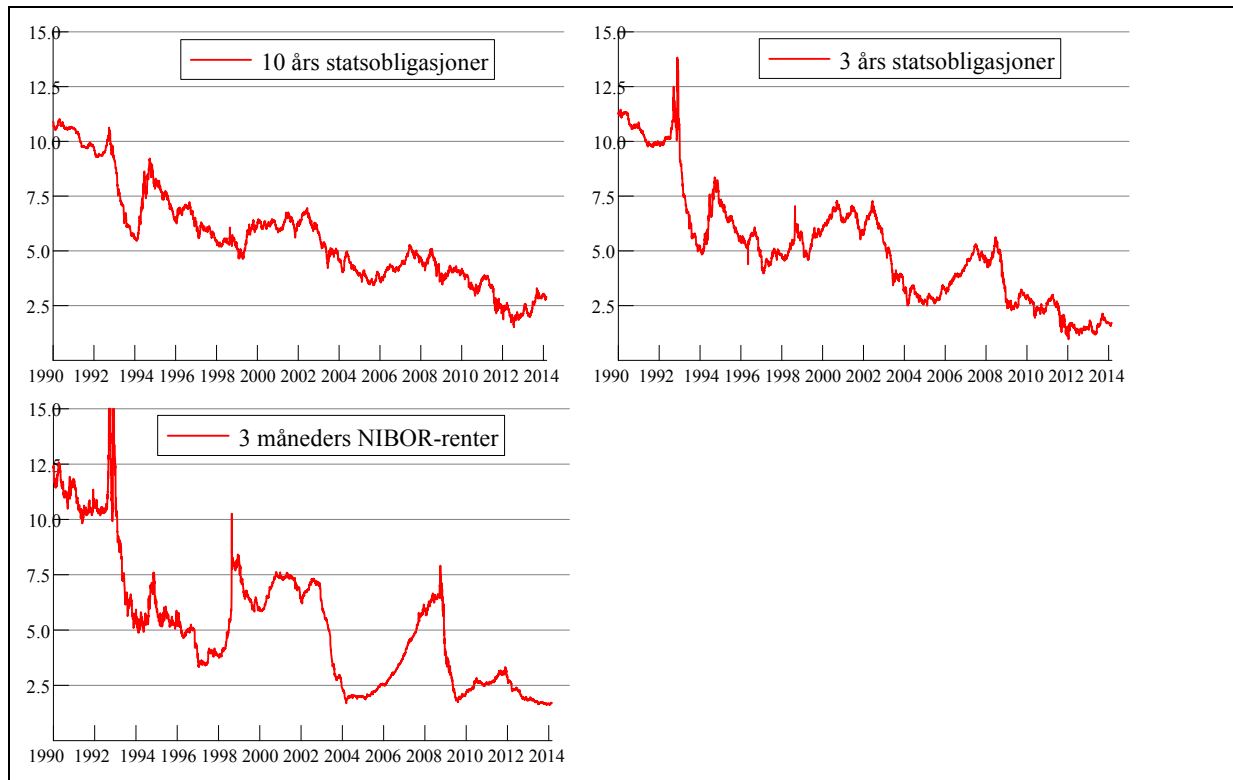
Med usikkerhet til om tidshorisonten som foreløpig er benyttet er tilstrekkelig lang nok, skal det som tidligere nevnt også presenteres renteutvikling over en lengre tidsperiode. I lange perioden erstattes 3 måneders statskasserveksler med 3 måneders NIBOR-renter.

4.2.2 Grafisk analyse 1990-2014

Figur 6 viser renteterminene på nivåform der 10 årsrenten oppfører seg jevnest over tid og 3 månedsrenten svinger mest. En umiddelbar observasjon er oppførselen til 3 månedsrenten i 1992 som stiger kraftig for så å falle ned igjen mot et enda lavere nivå frem til 1994. Denne perioden var preget av valutauroligheter i Europa. Norge, som den gang hadde et fastkurssystem, måtte følge det høye rentenivået i Europa for å holde valutakursen³⁴. Rentene, spesielt 3 år og 3 måneder, virker å bli utsatt for flere strukturelle brudd og kan ikke sies å synes stasjonære.

³⁴ Statistisk Sentralbyrå (1993, «Økonomiske analyser, nr.1-1993»)

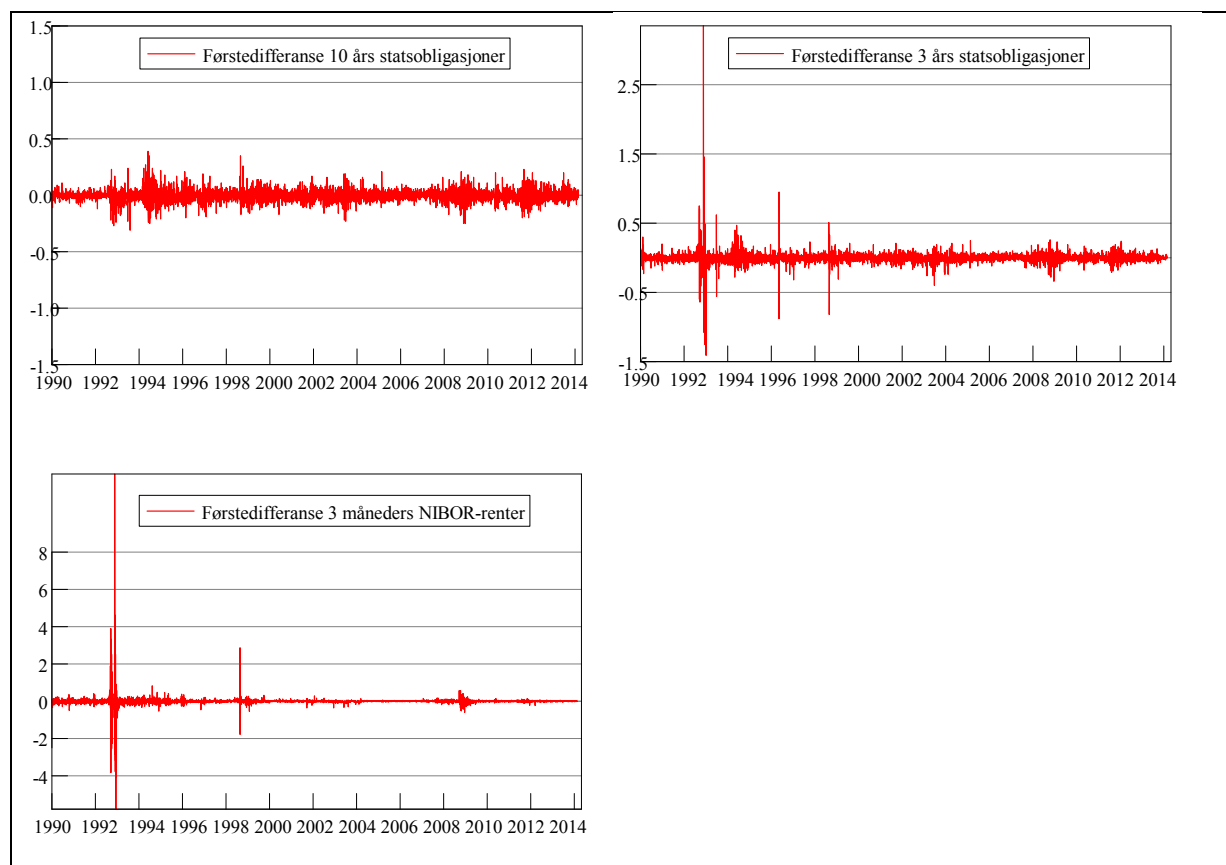
Figur 6: Rentenes utvikling over tid for 10 års statsobligasjoner, 3 års statsobligasjoner og 3 måneders NIBOR-renter (1990-2014)



Over hele tidsperioden ser det ut til at 10 årsrenten og 3 årsrenten følger samme utvikling som 3 månedersrenten, men med mindre volatilitet. Dette kan igjen tyde på at det er de korteste renteterminene som i sterkest grad påvirkes av makroøkonomiske omstendigheter.

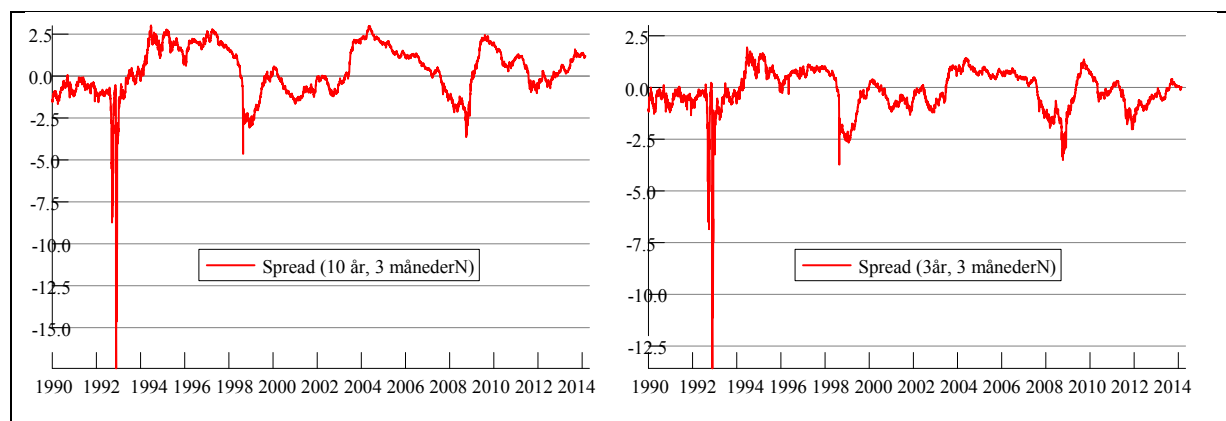
I førstedifferansene til rentene synes det fra Figur 7 at 10 årsrenten holder seg rimelig stabil gjennom hele perioden. 3 årsrenten har noen avvik fra gjennomsnittet mellom 1992 og 1999, mens 3 månedersrenten har flere større avvik, spesielt fra 1992-1993 og rett før 1999. Store avvik kan tyde på endringer i oppførselen til rentevARIABLEN eller strukturelle brudd. Til tross for dette virker rentevARIABLENE å trekke tilbake til gjennomsnittet, og figuren indikerer «mean reversion» for seriene.

Figur 7: Rentenes førstedifferanse over tid for 10 års statsobligasjoner, 3 års statsobligasjoner og 3 måneders NIBOR-renter (1990-2014)



Spreaden som fremstilles i Figur 8 tyder på kointegrasjon i begge rentekombinasjonene. Spreaden (10år, 3mndN) svinger vesentlig mer enn (3år, 3mndN), men begge kombinasjonene ser ut til å gå mot en felles langtidslikevekt. Om de store avvikene i (10år, 3mndN) gjør at disse rentene ikke kointegrerer er foreløpig vanskelig å si. Dette skal undersøkes grundigere i kapittel 5.2.

Figur 8: Rentenes spreaden over tid (10år, 3mndN) og (3år, 3mndN) 1990-2014



4.2.3 Oppsummering av grafisk analyse

Oppsummert synes rentevariablene fra begge tidshorisonter å være ikke-stasjonære I(1)-variabler. Rentevariablene fra det lengste datasettet synes totalt sett å være mer stabile enn rentevariablene fra 2003-2014. I tillegg synes rentekombinasjonene med de korteste termindifferansene (3år, 3mnd/3mndN) i begge tilfeller å ha sterkere grad av likevektsammenheng til sammenlikning med (10år, 3mnd/3mndN). Analysene frem til nå gir derfor grunn til å formode at rentekombinasjoner med korte termindifferanser har sterkere likevektsammenheng enn rentekombinasjoner med relativt lengre termindifferanser, og at datasettet med den lengste tidsperioden i sterkest grad indikerer kointegrasjon.

5 Empirisk analyse

I følgende kapittel skal renteterminene testes statistisk for relevante tidsserieegenskaper med utgangspunkt i metodene diskutert i kapittel 3. For å studere rentevareblenes likevektsammenheng er det innledningsvis viktig å avklare om de er integrert av samme orden. Rentevareblene vil derfor først bli testet for stasjonaritet, hvor det som nevnt i kapittel 2.4.2 er forventet å finne at renter er I(1)-variabler. Videre settes de sammen i kombinasjoner av to renteterminer for å undersøke den langsiktige sammenhengen gjennom test for kointegrasjon, kausalitet og feilkorrigerings.

5.1 Test for stasjonaritet

Til testing for stasjonaritet benyttes en utvidet Dickey-Fuller test (ADF), som beskrevet i kapittel 3.1. Med utgangspunkt i dette settes det opp følgende testprosedyre:

$$(30) \quad \Delta y_t = \mu + \theta y_{t-1} + \sum_{i=1}^q (\pi_i \Delta y_{t-i}) + u_t$$

Når det kommer til laglengde benyttes «general-to-specific»-metoden. Signifikansen viser seg å variere en del, der det finnes laglengder langt over 10 som viser seg å være signifikante. For ikke å bruke opp for mange frihetsgrader velges derfor en laglengde på 5, og resultatene av alle laglengder opp til 5 vil bli presentert.

Først testes rentevareblene fra 2003 til 2014 for å sjekke om disse er stasjonære på nivåform. Nullhypotesen er at rentene er ikke-stasjonære og alternativhypotesen er at de er stasjonære:

$$H_0: \theta = 0$$

$$H_1: \theta < 0$$

Etter å ha konstruert likningen (30) i Oxmetrics 6 for hver rentevareblen oppnås det følgende resultater:

Tabell 1³⁵: ADF-test av 10 års statsobligasjoner, 3 års statsobligasjoner og 3 måneders statskasseveksler (2003-2014), 2800 observasjoner

3 mnd	Antall lagga differanser					
	0	1	2	3	4	5
t-ADF	-2,445	-2,324	-2,309	-2,295	-2,296	-2,294
$\hat{\beta}$	0,99711	0,99730	0,99732	0,99734	0,99734	0,99735
3 år	0	1	2	3	4	5
t-ADF	-1,782	-1,858	-1,860	-1,846	-1,830	-1,817
$\hat{\beta}$	0,99850	0,99844	0,99844	0,99845	0,99847	0,99848
10 år	0	1	2	3	4	5
t-ADF	-2,047	-2,151	-2,167	-2,143	-2,120	-2,078
$\hat{\beta}$	0,99802	0,99793	0,99792	0,99794	0,99796	0,99800

I denne testen benyttes kritiske Dickey-Fuller verdier innenfor et 5 % signifikansnivå, som betyr at H_0 forkastes dersom estimerte verdier har en negativ høyere t-ADF³⁶ verdi enn -2,86. Av testen kommer det frem at ingen av de estimerte verdiene for de tre rentene i noen av laglengdene har tilstrekkelig negativ t-ADF verdi til å forkaste H_0 . Det kan derfor konkluderes med at ingen av rentene er stasjonære innenfor et 5 % signifikansnivå. Dette støttes av verdien på $\hat{\beta}$ som kjennes igjen fra likning (17). $\hat{\beta}$ er veldig nær 1 for alle rentene, som indikerer $\hat{\theta} \approx 0$, og vil si at tidsserien er veldig nær «random walk»³⁷.

Resultatene så langt tyder på at rentesatsene er ikke-stasjonære. Videre skal egenskapene til rentenes førstedifferanser testes. Testing for stasjonaritet i førstedifferansene vil fortelle om rentesatsene er I(1)-variabler, som er en viktig forutsetning med hensyn til testing for kointegrasjon. Førstedifferansene defineres som $\Delta y_t = y_t - y_{t-1}$.

³⁵ Parameteren forkastes innenfor 5 % signifikansnivå med kritisk verdi -2,86, se tabell A2.7 Brooks (2008, side 623). $t\text{-ADF} = \frac{\hat{\theta}}{se(\hat{\theta})}$. $\hat{\beta}$ kjennes igjen fra likning (17), $\hat{\beta} = \hat{\theta} + 1$

³⁶ Estimeres som standard t-test, se likning (19), men det benyttes strengere kritiske verdier.

³⁷ $\hat{\beta} = \hat{\theta} + 1$, dette vil si at når $\hat{\beta}$ er nær 1, vil $\hat{\theta}$ være nær 0, som indikerer «random walk».

Her benyttes fortsatt en ADF-test med 5 laglengder. Null- og alternativhypotesen er også den samme som i forrige test, med samme kritiske Dickey-Fuller verdier. Testen gir følgende resultater:

Tabell 2: ADF-test av førstedifferansen til 10 års statsobligasjoner, 3 års statsobligasjoner og 3 måneders statskasseveksler (2003-2014), 2800 observasjoner

	Antall lagga differanser					
$\Delta 3$ mnd	0	1	2	3	4	5
t-ADF	-63,82	-42,50	-36,19	-31,41	-25,55	-23,46
$\hat{\beta}$	-0,18673	-0,23841	-0,34834	-0,41683	-0,33913	-0,36619
$\Delta 3$ år	0	1	2	3	4	5
t-ADF	-47,33	-35,15	-29,75	-26,45	-24,07	-22,44
$\hat{\beta}$	0,10957	0,11203	0,09705	0,07867	0,06215	0,03951
$\Delta 10$ år	0	1	2	3	4	5
t-ADF	-46,39	-34,27	-29,44	-26,35	-24,79	-22,90
$\hat{\beta}$	0,12928	0,14384	0,12333	0,10185	0,056613	0,037077

Fra Tabell 2 viser t-ADF verdiene at nullhypotesen om ikke-stasjonaritet kan forkastes for alle rentevariablene. Testen indikerer dermed at alle rentene er I(1) variabler. Datasettet for 2003-2014 samsvarer med teorien som sier at renter er stasjonære i førstedifferansen.

Videre skal rentedata fra 1990 til 2014 testes på samme måte som ovenfor. Først testes rentene på nivåform med samme ADF-test og like mange lags som tidligere. Null- og alternativhypotesene er også de samme, samt de kritiske Dickey-Fuller verdiene.

Tabell 3: ADF-test av 10 års statsobligasjoner, 3 års statsobligasjoner og 3 måneders NIBOR-renter (1990-2014), 6084 observasjoner

	Antall lagga differanser					
3 mndN	0	1	2	3	4	5
t-ADF	-3,676	-3,786	-3,297	-3,452	-3,183	-3,146
$\hat{\beta}$	0,99590	0,99578	0,99637	0,99621	0,99652	0,99656
3 år	0	1	2	3	4	5
t-ADF	-2,018	-1,996	-1,975	-2,007	-1,968	-1,997
$\hat{\beta}$	0,99915	0,99916	0,99917	0,99915	0,99917	0,99916
10 år	0	1	2	3	4	5
t-ADF	-1,979	-1,962	-1,962	-1,961	-1,962	-1,961
$\hat{\beta}$	0,99944	0,99945	0,99945	0,99945	0,99945	0,99945

Ifølge resultatene fra Tabell 3 kan nullhypotesen ikke forkastes for renteterminene på 3 år og 10 år, og konklusjonen er derfor at disse tidsseriene er ikke-stasjonære. 3 måneders NIBOR-renten kan derimot forkaste nullhypotesen i alle lags, og ADF-testen tyder da på at NIBOR-renten er stasjonær. Imidlertid er estimert verdi på β fortsatt veldig nær 1, som da indikerer svært høy grad av persistens og «random walk». Det blir dermed en drøftingssak om $\hat{\beta}$ er tilstrekkelig nære 1 til å forkaste nullhypotesen eller ikke. Når tiden går mot uendelig kan variabelen sies å oppføre seg stasjonært, men jeg tolker den høye $\hat{\beta}$ -verdien som at variabelen i praksis og innenfor en endelig tid kan sies å være ikke-stasjonær. Av den grunn velger jeg å beholde nullhypotesen og konkluderer med at alle rentevariablene er ikke-stasjonære.

Neste steg blir som tidligere å teste egenskapene til førstedifferansene for å undersøke om rentene kan sies å være I(1)-variabler. Resultatene fra denne testen presenteres i Tabell 4:

Tabell 4: ADF-test av førstedifferansen til 10 års statsobligasjoner, 3 års statsobligasjoner og 3 måneders NIBOR-renter (1990-2014), 6084 observasjoner

	Antall lagga differanser					
$\Delta 3$ mndN	0	1	2	3	4	5
t-ADF	-75,35	-64,10	-46,81	-44,44	-39,20	-39,46
$\hat{\beta}$	0,033890	-0,12716	-0,064191	-0,17246	-0,19063	-0,33227
$\Delta 3$ år	0	1	2	3	4	5
t-ADF	-80,99	-58,81	-43,95	-41,68	-34,44	-33,23
$\hat{\beta}$	-0,038178	-0,086030	-0,014677	-0,10081	-0,029587	-0,084743
$\Delta 10$ år	0	1	2	3	4	5
t-ADF	-67,98	-50,96	-43,25	-37,21	-34,15	-32,61
$\hat{\beta}$	0,13598	0,14058	0,12856	0,14259	0,12820	0,091644

Fra resultatene i Tabell 4 er absoluttverdiene til t-ADF verdiene for alle rentevariablene høyere enn kritiske Dickey-Fuller verdier. Her forkastes nullhypotesen i alle lags for alle renter, og det kan konkluderes med at tidsseriene i perioden 1990-2014 er I(1)-variabler.

5.1.1 Oppsummering av test for stasjonaritet

Etter å ha testet for stasjonaritet i begge observasjonsperiodene indikerer resultatene foreløpig at alle renteseriene er I(1)-variabler. Dette stemmer som nevnt godt overens med den tidligere forskningen som er presentert i kapittel 2.5. Videre skal likevektsammenhengen mellom

tidsseriene undersøkes ved å teste om kombinasjoner av rentevariablene kan sies å kointegrere.

5.2 Test for kointegrasjon

5.2.1 Engle og Grangers 2-steps metode

Så langt viser analysene at rentene i valgte datasett er I(1)-variabler. Nå skal det undersøkes om det finnes en lineær kombinasjon mellom den korte og de lange rentene som er stasjonær. Dette kalles som tidligere nevnt kointegrasjon, og kan testes med Engle og Grangers 2-steps metode. Forventningshypotesen sier at enhver kombinasjon av to renteterminer skal kointegrere. Kointegrasjonslikningen estimeres med minste kvadrats metode og settes opp:

$$(31) \quad R_t = \mu + \rho r_t + u_t$$

I likning (31) defineres R_t som den lange renten, og r_t er den korte. ρ angir i hvilken grad r_t har forklaringskraft på R_t . Den «teoretisk riktige» verdien, altså verdien parameteren ρ vil ha om det finnes perfekt informasjon om de fremtidige renteverdiene³⁸, er 1. Om dette er tilfellet betyr det at r_t forklarer alt av endringer i R_t om μ er konstant.

For tidsseriene 2003-2014 (2800 observasjoner) estimeres følgende kointegrasjonslikninger:

Tabell 5: Kointegrasjonslikninger (10år, 3mnd) og (3år, 3mnd) (2003-2014)

R_t (10år) = 2,5484 + 0,4602 r_t (3mnd)	$R^2 = 0,4480$	RSS = 1306,24
R_t (3år) = 0,9991 + 0,7587 r_t (3mnd)	$R^2 = 0,7778$	RSS = 822,73

Her er 10 årsrenten og 3 årsrenten R_t satt opp som en funksjon av 3 månedsrenten r_t og konstantleddet μ . R^2 angir likningens forklaringskraft, og RSS er summen av uforklart variasjon på kvadrert form. Disse likningene er foreløpig bare potensielle kointegrasjonslikninger da det er en nødvendighet for kointegrasjon at restleddene i

³⁸ «Perfect foresight spread», se Campbell og Shiller (1991).

likningene er stasjonære. For de to likningene i Tabell 5 synes tydeligst sammenheng mellom (3år, 3mnd), som har en $\hat{\rho}$ - verdi betraktelig nærmere 1 enn (10år, 3mnd). I tillegg gir denne likningen høyest R^2 og lavest RSS. Med 10 årsrenten som venstresidevariabel forklarer den beste likningen bare 45 % av all variasjon, mens med 3 år som venstrevariabel forklarer likningen 78 %.

Disse resultatene benyttes videre til å teste om residualene fra de estimerte likningene er stasjonære. Som beskrevet i kapittel 3.2.1 trekkes da de estimerte verdiene i kointegrasjonslikningen fra de faktiske renteverdiene og finner slik det estimerte restleddet \hat{u}_t . Videre testes \hat{u}_t for stasjonaritet med en ADF-test. Om residualene viser seg å være stasjonære finnes det kointegrasjon, og rentene vil da bevege seg mot en langsiktig likevektsammenheng. For å teste det estimerte restleddet konstrueres følgende likning:

$$(32) \quad \Delta \hat{u}_t = \theta \hat{u}_{t-1} + \sum_{i=1}^q (\pi_i \theta \hat{u}_{t-i}) + v_t$$

Her er nullhypotesen at \hat{u}_t er ikke-stasjonær og alternativhypotesen at \hat{u}_t er stasjonær. Det vil si:

$$H_0: \theta = 0$$

$$H_1: \theta < 0$$

Med 5 lags rapporteres følgende resultater for restleddet:

Tabell 6³⁹: Engle-Granger test av de estimerte restleddene til (10år, 3mnd) og (3år, 3mnd) (2003-2014), 2800 observasjoner

	Antall lagga differanser					
10år, 3mnd	0	1	2	3	4	5
t-ADF	-2,217	-2,169	-2,198	-2,183	-2,182	-2,198
$\hat{\beta}$	0,99654	0,99661	0,99656	0,99658	0,99658	0,99655
3år, 3mnd	0	1	2	3	4	5
t-ADF	-3,615	-3,059	-2,960	-2,894	-2,946	-3,103
$\hat{\beta}$	0,99063	0,99216	0,99240	0,99256	0,99241	0,99200

³⁹ $\beta = \theta + 1$, som i test for stasjonaritet. Beskriver justeringen mot den hypotetiske likevektsbanen.

I denne testen benyttes kritiske Engle-Granger verdier på -3,37 for 5 % signifikansnivå. Resultatene viser at nullhypotesen om ikke-stasjonaritet kan beholdes i alle lags utenom (3år, 3mnd) med 0 tilbakedaterte differensierte. Innenfor et mindre strengt signifikansnivå på 10 %, som har kritisk verdi på -3,02, kan nullhypotesen forkastes i tre av de seks resultatene for (3år, 3mnd), men nullhypotesen beholdes fortsatt for alle verdier i (10år, 3mnd). Dette samsvarer med resultatene fra kointegrasjonslikningen i Tabell 5, der (3år, 3mnd) skilte seg ut som den likningen med resultater nærmest den ideelle verdien på ρ . I tillegg viste denne kombinasjonen sterkest forklaringskraft i R^2 . Dette stemmer også overens med hvordan den grafiske spreaden kom frem i Figur 5. Med bakgrunn i disse resultatene kan det ikke konstateres kointegrasjon mellom rentevariablene, og det er ikke grunnlag for å finne gyldighet i forventningshypotesen for denne tidsperioden.

Nautz og Wolters (1999) trekker frem ikke-stasjonære risikopremier som en forklaring på tilfeller der lange og korte renter ikke kan sies å kointegrere. For de observerte rentevariablene skal risikoen være relativt liten, så i dette tilfellet vil jeg i første omgang heller sette spørsmålsteget til om observasjonsperioden 2003-2014 er lang nok til å fange opp tilstrekkelig langsiktig sammenheng mellom rentevariablene.

Det vil nå bli testet for kointegrasjon i rentekombinasjonene for tidsrommet 1990-2014. Denne testen kan gi svar på om en betydelig lengre observasjonsperiode vil gi sterkere indikasjoner på forventningshypotesens holdbarhet i norske rentevariabler.

Etter å ha estimert kointegrasjonslikningen med minste kvadrats metode oppnås følgende resultater (6084 observasjoner):

Tabell 7: Kointegrasjonslikninger (10år, 3mndN) og (3år, 3mndN) (1990-2014)

$R_t(10\text{år}) = 2,1963 + 0,6476 r_t(3\text{mndN})$	$R^2 = 0,7561$	RSS = 7499
$R_t(3\text{år}) = 0,7738 + 0,8247 r_t(3\text{mndN})$	$R^2 = 0,8918$	RSS = 4575

Estimatene fra Tabell 7 er nærmere de «teoretisk riktige» verdiene enn i det første datasettet. I tillegg er likningenes forklaringskraft på 76 % og 89 % betydelig høyere enn i resultatene for den korte perioden. Det er fortsatt rentekombinasjonen med kortest termindifferanse som gir tydeligst indikasjon på en likevektsammenheng. Med utgangspunkt i de estimerte kointegrasjonslikningene testes så residualene for stasjonaritet i Tabell 8:

Tabell 8: Engle-Granger test av de estimerte restleddene til (10år, 3mndN), (3år, 3mndN) (1990-2014) for 6084 observasjoner

	Antall lagga differanser					
10år,3mndN	0	1	2	3	4	5
t-ADF	-6,041	-6,176	-5,267	-5,526	-5,034	-4,905
$\hat{\beta}$	0,98808	0,98778	0,98967	0,98916	0,99014	0,99037
3år, 3mndN	0	1	2	3	4	5
t-ADF	-8,512	-8,060	-6,552	-6,870	-6,214	-6,004
$\hat{\beta}$	0,97643	0,97757	0,98204	0,98112	0,98294	0,98347

Med samme nullhypotese og samme kritiske Engle-Granger verdier kan hypotesen om ikke-stasjonaritet forkastes i alle lags i Tabell 8 for begge rentekombinasjonene. Resultatene tyder på at begge rentekombinasjonene kointegrerer slik forventningshypotesen tilsier. De estimerte kointegrasjonslikningene kan da betraktes som den langsiktige likevektsammenhengen, og sjokk fra denne likevekten vil «dø ut» over tid.

Det observeres at de høye verdiene på $\hat{\beta}$ (nær 1 indikerer «random walk») i Tabell 8 indikerer ganske treg tilpasning mot den hypotetiske likevektbanen. Siden datamaterialet bygger på daglige observasjoner, vil ikke nødvendigvis den trege tilpasningen være av betydning innenfor en lengre periode som månedsvis eller kvartalsvis. Dette undersøkes nærmere i forbindelse med estimering av feiljusteringsmodellene i kapittel 5.4, der nettopp tilpasningshastigheten vil være sentral.

Resultatene så langt har vist at rentevariablene fra den lengste observasjonsperioden kointegrerer, mens rentevariablene fra den korteste perioden ikke kointegrerer. De forskjellige resultatene kan ha opphav i at 2003-2014 er en for kort observasjonsperiode til å kunne teste holdbarheten til forventningshypotesen. Grafisk synes det tydelig at sjokk får større betydning innenfor kortere tidsperioder. Det kan derfor tenkes at avvik fra likevekten i den korteste tidsperioden i sterkere grad «vannes ut» i den lengste perioden. Videre indikerer testene at de korteste rentekombinasjonene (3år, 3mnd) og (3år, 3mndN) har sterkere sammenheng enn de lengste rentekombinasjonene (10år, 3mnd) og (10år, 3mndN). Dette var også tydelig under den grafiske analysen. Resultatene indikerer at forventningshypotesen i sterkere grad finner holdbarhet i korte enn lengre terminforskjeller i rentekombinasjonene. Som en sammenlikning til Engle-Granger testen fortsetter dette kapittelet med test av den observerte spreaden omtalt i kapittel 3.2.2.

5.2.2 Den observerte spreaden

Fra Engle-Granger testen finnes spreaden som restleddene ved å estimere kointegrasjonslikningen. I dette tilfellet skal spreaden finnes mer direkte ved å ta differansen mellom de to rentene som kombineres. Fremgangsmåten kan settes opp som likning (33):

$$(33) \quad S(R_t, r_t) = R_t - r_t$$

Spreaden testes med en ADF-test der det fortsatt inkluderes 5 lagga endringsledd og formuleres samme hypoteser som i Engle-Granger testen. Hvis spreadene er stasjonære vil dette indikere kointegrasjon, og verdien på ρ fra (31) kan da betraktes som $\rho = 1$.

Testresultatene for periodene 2003-2014 og 1990-2014 rapporteres i henholdsvis Tabell 9 og 10 under:

Tabell 9: ADF-test av den observerte spreaden (10år, 3mnd), (3år, 3mnd) (2003-2014), 2800 observasjoner

S(10år,3mnd)	Antall lagga differanser					
	0	1	2	3	4	5
t-ADF	-2,564	-2,261	-2,217	-2,146	-2,128	-2,223
$\hat{\beta}$	0,99561	0,99617	0,99624	0,99636	0,99639	0,99623
S(3år,3mnd)	0	1	2	3	4	5
t-ADF	-3,953	-3,304	-3,171	-3,063	-3,078	-3,245
$\hat{\beta}$	0,98930	0,99121	0,99156	0,99184	0,99178	0,99135

Kritiske Dickey-Fuller verdier er -2,86 under 5 % signifikansnivå. Tabell 9 viser at (10år, 3mnd) er ikke-stasjonær i restleddet, og rentekombinasjonen gir derfor ikke indikasjoner på kointegrasjon i den observerte spreaden. (3år, 3mnd) er derimot stasjonær i alle lags og indikerer kointegrasjon. Dette avviker fra resultatene i kointegrasjonslikningen i Tabell 5 der $\hat{\rho}$, som der har verdien 0,758670, her kan sies å være lik 1 for (3år, 3mnd). Det kan nevnes at $\hat{\beta}$ for (3år, 3mnd) i Tabell 9 er veldig nære 1, som indikerer at tilpassningshastigheten er veldig treg.

Tabell 10: ADF-test av den observerte spreaden (10år, 3mndN), (3år, 3mndN) (1990-2014), 6084 observasjoner

	Antall lagga differanser					
S(10år,3mndN)	0	1	2	3	4	5
t-ADF	-6,677	-6,851	-5,821	-6,131	-5,566	-5,448
$\hat{\beta}$	0,98551	0,98508	0,98744	0,98676	0,98799	0,98822
S(3år,3mndN)	0	1	2	3	4	5
t-ADF	-8,942	-8,651	-7,092	-7,466	-6,759	-6,549
$\hat{\beta}$	0,97407	0,97476	0,97956	0,97843	0,98047	0,98101

Resultatene fra Tabell 10 viser at begge rentekombinasjonene kointegrerer innenfor 5 % signifikansnivå. Selv med 1 % signifikansnivå, som har kritisk verdi -3,43, kan alle restleddene sies å være stasjonære. Dette indikerer sterk grad av kointegrasjon. Også her avvikes det litt fra den estimerte kointegrasjonslikningen der verdiene til $\hat{\rho}$ fra Tabell 7 (0,647644 og 0,824663) i den observerte spreaden kan sies å være lik 1. Disse resultatene samstemmer med Guidolin og Thornton (2008), der det som nevnt ble funnet signifikante og positive verdier for $\hat{\rho}$, men disse kunne sjelden sies å være lik 1.

5.2.3 Oppsummering av test for kointegrasjon

Resultatene fra de to testprosedyrene i dette delkapittelet er ganske samstemte og viser at forventningshypotesen i sterkest grad finner støtte i den lengste observasjonsperioden. Basert på resultatene fra 1990-2014 kan det sies at norske renter kointegrerer. Det kommer også frem at forventningshypotesen har sterkere støtte i rentekombinasjonene med de korteste termindifferansene både i Dickey-Fuller testene og analysene av den observerte spreaden. Dette samsvarer med Shea (1992) som fant at kointegrering var mer sannsynlig jo mindre tidsforskjell det var mellom rentene, men strider mot Valseth (2003) som refererer til flere studier der forventningshypotesen ikke kan verifiseres for løpetider opp til 4 år.

I de neste underkapitlene videreføres analysen til å studere i hvilken grad de forskjellige rentevariablene påvirker hverandre. Selv om rentekombinasjonene i observasjonsperioden 2003-2014 ikke kan sies å oppfylle den nødvendige betingelsen om kointegrasjon, kan det være hensiktsmessig å undersøke perioden videre i de neste testene. Dette kan begrunnes med at (3år, 3mnd) indikerte svak grad av kointegrasjon i test for den observerte spreaden, og i noen tilfeller under Engle-Granger testen.

5.3 Test for Granger kausalitet

En nødvendig forutsetning i forventningshypotesen er at rentevariablene har forklaringskraft på hverandre. For å teste dette skal det som beskrevet i kapittel 3.3 formuleres VAR-modeller og testes for Granger kausalitet. For at rentene skal ha en langsiktig sammenheng må minst en tilbakedatert rentevariabel ha signifikant effekt på den andre renten. Som nevnt er det en viktig forutsetning at variablene i likningen er stasjonære. Testene i kapittel 5.1 har vist at rentevariablene ikke er stasjonære, men at de er stasjonære i førstedifferansen. På grunn av dette vil det bli konstruert VAR-modeller for førstedifferansene til rentene.

For å bestemme laglengde benyttes informasjonskriteriene AIC⁴⁰. I tillegg til lave AIC-verdier er det også ønskelig å holde modellen relativ enkel slik at den ikke blir uoversiktlig. Etter estimering i Oxmetrics 6 virker modeller med 3 lags å gi lave informasjonskriterier og i tillegg være enkle og oversiktlige. VAR-modellene for endringer i lange og korte renter med 3 lags settes opp under som likningene (26) og (27) fra kapittel 3.3:

$$(34) \quad \Delta R_t = \beta_{10} + \beta_{11} \Delta R_{t-1} + \beta_{12} \Delta R_{t-2} + \beta_{13} \Delta R_{t-3} + \alpha_{11} \Delta r_{t-1} + \alpha_{12} \Delta r_{t-2} + \alpha_{13} \Delta r_{t-3} + u_{1t}$$

$$(35) \quad \Delta r_t = \alpha_{20} + \alpha_{21} \Delta r_{t-1} + \alpha_{22} \Delta r_{t-2} + \alpha_{23} \Delta r_{t-3} + \beta_{21} \Delta R_{t-1} + \beta_{22} \Delta R_{t-2} + \beta_{23} \Delta R_{t-3} + u_{2t}$$

Nullhypotesene blir som følger:

$$H_{01}: \alpha_{11} = \alpha_{12} = \alpha_{13} = 0 \Rightarrow \Delta r_t \text{ har ingen Granger effekt på } \Delta R_t$$

$$H_{02}: \beta_{21} = \beta_{22} = \beta_{23} = 0 \Rightarrow \Delta R_t \text{ har ingen Granger effekt på } \Delta r_t$$

Alternativhypotesene er at minst en av parameterne har effekt signifikant forskjellig fra null, og at det dermed eksisterer Granger kausalitet. For å teste hypotesene benyttes en standard F-test⁴¹. Kritisk verdi⁴² for F-testen ved 3 restriksjoner er 2,60. Det betyr at nullhypotesen forkastes ved F-verdier over 2,60. Parameterne estimeres med minste kvadrats metode der kritisk t-verdi på parameterne innenfor et 5 % signifikansnivå er |1,96|. Under følger tabeller

⁴⁰ Se kapittel 3.1.

⁴¹ Se kapittel 3.3.

⁴² For kritiske F-verdier, se Tabell A2.3, Brooks (2008, side 618).

med estimerte koeffisienter for VAR-modeller til rentekombinasjonene (10år, 3mnd/3mndN) og (3år, 3mnd/3mndN). F-test er oppgitt under tabellene. De skyggelagte feltene i tabellene viser hvilke rentevariabler som testes i nullhypotesene.

Kausalitetstest på datasettet 2003-2014 gir følgende resultater:

Tabell 11: VAR regresjoner for førstedifferansene til (10år, 3mnd) 2003-2014, 2800 observasjoner

Variabler	ΔR_t 10år		Δr_t 3mnd	
	Estimert koeffisient	t-verdi	Estimert koeffisient	t-verdi
ΔR_{t-1}	0,12911	6,78	0,13964	4,20
ΔR_{t-2}	0,02851	1,48	0,11687	3,49
ΔR_{t-3}	-0,01205	-0,63	-0,01227	-0,37
Δr_{t-1}	-0,02656	-2,44	-0,21474	-11,30
Δr_{t-2}	-0,03468	-3,12	-0,07032	-3,63
Δr_{t-3}	-0,02796	-2,57	-0,08519	-4,49
Constant	-0,00103	-1,17	-0,00204	-1,33

$F(3,2789) = 5.6674$

$F(3,2789) = 11.285$

Modellene kan nå settes opp som en forenklet versjon som utelater de variablene med parametere som etter t-testen ikke kan sies å være signifikant forskjellige fra null. Dette gir en enklere og mer oversiktlig modell der kun variabler av signifikant betydning inkluderes.

VAR-modellene kan etter forenkling skrives som:

$$\Delta R_t = 0,12911 \Delta R_{t-1} - 0,02656 \Delta r_{t-1} - 0,03468 \Delta r_{t-2} - 0,02796 \Delta r_{t-3} + u_{1t}$$

$$\Delta r_t = -0,21474 \Delta r_{t-1} - 0,07032 \Delta r_{t-2} - 0,08519 \Delta r_{t-3} + 0,13964 \Delta R_{t-1} + 0,11687 \Delta R_{t-2} + u_{2t}$$

Resultatene fra Tabell 11 indikerer at alle de lagga verdiene til Δr_t har signifikant effekt på ΔR_t , i tillegg til ΔR_{t-1} . At de tilbakedaterte verdiene på Δr_t er signifikant negative forklarer at en endring i den korte renten vil påvirke den lange renten i motsatt retning. Eksempelvis vil en økning i Δr_t isolert føre til en reduksjon i ΔR_{t+1} . Det kan da sies at 10 årsrenten ikke følger 3 månedsrenten. Videre viser modellen til Δr_t at ΔR_{t-1} og ΔR_{t-2} har signifikant positiv effekt på Δr_t . I dette tilfellet kan det sies at 3 månedsrenten følger 10 årsrenten.

Verdiene fra F-testen gjør at begge nullhypotesene kan forkastes og det eksisterer derfor Granger kausalitet begge veier. Resultatene fra modellen ΔR_t strider imidlertid mot

forventningshypotesen, siden de indikerer at den lange renten ikke følger den korte renten. Dette kan sees i sammenheng med at rentevariablene ikke kunne sies å kointegrere i kapittel 5.2. I neste tabell skal rentekombinasjonen (3år, 3mnd) testes:

Tabell 12: VAR regresjoner for førstedifferansene til (3år, 3mnd) 2003-2014, 2800 observasjoner

Variabler	ΔR_t 3år		Δr_t 3mnd	
	Estimert koeffisient	t-verdi	Estimert koeffisient	t-verdi
ΔR_{t-1}	0,10729	5,59	0,19751	6,49
ΔR_{t-2}	0,01189	0,63	0,15020	4,88
ΔR_{t-3}	-0,01190	-0,62	-0,07357	-2,40
Δr_{t-1}	0,01180	0,98	-0,22801	-12,00
Δr_{t-2}	-0,32858	-2,67	-0,08196	-4,20
Δr_{t-3}	-0,00742	-0,62	-0,08388	-4,41
Constant	-0,00120	-1,25	-0,00198	-1,30
	F(3,2789) = 3.2606		F(3,2789) = 25.365	

VAR-modellene kan etter forenkling skrives som:

$$\Delta R_t = 0,10729 \Delta R_{t-1} - 0,32858 \Delta r_{t-2} + u_{1t}$$

$$\Delta r_t = -0,22801 \Delta r_{t-1} - 0,08196 \Delta r_{t-2} - 0,08388 \Delta r_{t-3} + 0,19751 \Delta R_{t-1} + 0,15020 \Delta R_{t-2} - 0,07357 \Delta R_{t-3} + u_{2t}$$

Med utgangspunkt i resultatene fra Tabell 12 viser modellen for ΔR_t at Δr_{t-2} er den eneste lagga verdien til Δr_t som forårsaker endringer i ΔR_t . Siden denne verdien er signifikant negativ betyr det at lange renter ikke følger korte renter. I modellen for 3 månedsrenten er alle lagga verdier av 3 årsrenten signifikante, og den totale påvirkningen er positiv. Den korte renten kan da sies å følge den lange renten.

Resultatene støttes av F-verdiene på 3,26 og 25,37 for henholdsvis ΔR_t og Δr_t som gjør at H_{01} og H_{02} kan forkastes, og det eksisterer derfor Granger kausalitet begge veier. Til tross for dette kan ikke modellen ΔR_t , på grunn av den negative verdien til Δr_{t-2} , sies å støtte forventningshypotesen. Resultatet kan sees i sammenheng med Engle-Granger testen i kapittel 5.2.1 der det ikke ble funnet kointegrasjon, men dette strider mot resultatet fra den observerte spreaden i kapittel 5.2.2 hvor det ble påvist kointegrasjon.

Frem til nå er det estimert VAR-modeller og gjennomført kausalitetstester basert på observasjonsperioden 2003-2014. Selv om det eksisterer Granger kausalitet begge veier for de to rentekombinasjonene er det kun den korte renten som kan sies å følge den lange renten. At den lange renten ikke følger den korte renten gjør at forventningshypotesen ikke finner støtte i norske rentedata for denne tidsperioden. Videre skal det estimeres VAR-modeller og testes for Granger kausalitet i perioden 1990-2014 for å undersøke om en lengre observasjonsperiode kan gi andre indikasjoner.

Kausalitetstest for (10år, 3mndN) rapporterer følgende resultater:

Tabell 13: VAR regresjoner for førstedifferansene til (10år, 3mndN) 1990-2014, 6084 observasjoner

Variabler	ΔR_t 10år		Δr_t 3mndN	
	Estimert koeffisient	t-verdi	Estimert koeffisient	t-verdi
ΔR_{t-1}	0,13309	10,30	0,27150	4,04
ΔR_{t-2}	0,00653	0,50	0,00134	0,02
ΔR_{t-3}	-0,01322	-1,02	0,09952	1,48
Δr_{t-1}	0,00408	1,65	0,04256	3,30
Δr_{t-2}	-0,00009	-0,04	-0,17150	-13,50
Δr_{t-3}	-0,00078	-0,32	0,05242	4,07
Constant	-0,00114	-1,80	-0,00141	-0,43

$F(3,6073) = 1.0289$
 $F(3,6073) = 6.3541$

VAR-modellene kan etter forenkling skrives som:

$$\Delta R_t = 0,13309 \Delta R_{t-1} + u_{1t}$$

$$\Delta r_t = 0,04256 \Delta r_{t-1} - 0,17150 \Delta r_{t-2} + 0,05242 \Delta r_{t-3} + 0,27150 \Delta R_{t-1} + u_{2t}$$

ΔR_t påvirkes ifølge resultatene i Tabell 13 kun av tilbakedatert verdi av seg selv i ΔR_{t-1} . Ingen av de tilbakedaterte verdiene for Δr_t har signifikant effekt som indikerer at endringer i Δr_t er uten betydning for endringer i ΔR_t . For Δr_t -modellen er rentevARIABLEN ΔR_{t-1} signifikant positiv. Det kan derfor sies at den korte renten påvirkes positivt av utviklingen i den lange renten.

Kausalitetstesten gir F-verdier for ΔR_t og Δr_t på henholdsvis 1,03 og 6,35. Dette gjør at H_{01} kan beholdes og H_{02} forkastes. Kausaliteten går altså bare en vei, mot den korte renten.

Endringene i den lange renten påvirkes ikke av endringer i den korte renten, men endringer i den korte renten påvirkes av endringer i den lange. I henhold til kointegrasjonstesten for denne rentekombinasjonen var det forventet å finne kausalitet begge veier.

For rentekombinasjonen (10år, 3mndN) gir det tilsynelatende ikke noen endring ved å utvide tidshorisonten. Det er fortsatt kun den korte renten som følger den lange renten. Imidlertid ble det denne gang rapportert resultater for modellen til den lange renten som ligger nærmere teorien rundt forventningshypotesen enn i de foregående testene. Der det for den lange renten i perioden 2003-2014 ble påvist signifikant motsatte resultater i forhold til teorien, viser tabellen for 1990-2014 «kun» ikke-signifikante resultater. Om signifikansnivået endres til 10 %, som gir kritisk t-verdi $|1,645|$, vil t-verdien til Δr_{t-1} på 1,65 indikere at denne variabelen er signifikant positiv. Δr_{t-1} kan da sies å påvirke ΔR_t i teoretisk riktig retning i forhold til forventningshypotesen. Derimot vil observert F-verdi på 1,03 for ΔR_t - modellen ikke være tilstrekkelig til å kunne forkaste H_{01} hverken med 5 % eller 10 % signifikansnivå, så det vil uansett ikke eksistere Granger kausalitet i denne retningen. Siste steg i dette delkapittelet er å teste rentekombinasjonen (3år, 3mndN). Estimerte verdier rapporteres i Tabell 14:

Tabell 14: VAR regresjoner for førstedifferansene til (3år, 3mndN) 1990-2014, 6084 observasjoner

Variabler	ΔR_t 3år		Δr_t 3mndN	
	Estimert koeffisient	t-verdi	Estimert koeffisient	t-verdi
ΔR_{t-1}	-0,16263	-10,90	0,10474	2,31
ΔR_{t-2}	-0,01623	-1,08	0,47079	10,30
ΔR_{t-3}	0,07701	5,23	0,15442	3,44
Δr_{t-1}	0,08711	17,80	0,02532	1,70
Δr_{t-2}	-0,01347	-2,73	-0,25035	-16,60
Δr_{t-3}	-0,01567	-3,11	0,00196	0,13
Constant	-0,00163	-1,51	-0,00101	-0,31

$F(3,6073) = 129.20$
 $F(3,6073) = 35.930$

VAR-modellene kan etter forenkling skrives som:

$$\Delta R_t = -0,16263 \Delta R_{t-1} + 0,07701 \Delta R_{t-3} + 0,08711 \Delta r_{t-1} - 0,01347 \Delta r_{t-2} - 0,01567 \Delta r_{t-3} + u_{1t}$$

$$\Delta r_t = -0,25035 \Delta r_{t-2} + 0,10474 \Delta R_{t-1} + 0,47079 \Delta R_{t-2} + 0,15442 \Delta R_{t-3} + u_{2t}$$

Resultatene i Tabell 14 viser at ΔR_t påvirkes av alle tilbakedaterte verdier for Δr_t , i tillegg til ΔR_{t-1} og ΔR_{t-3} . De signifikante verdiene til lagga Δr_t er totalt positive, noe som betyr at den lange renten følger den korte renten. I den neste modellen vises det at Δr_t påvirkes av alle verdier fra lagga ΔR_t og disse er signifikant positive. Dette vil si at den korte renten følger den lange renten.

F-verdiene på 129,20 og 35,93 gjør at hypotesene H_{01} og H_{02} kan forkastes, og det eksisterer derfor Granger kausalitet begge veier. De positive verdiene i endringsleddene støtter dermed forventningshypotesen. Funnene fra disse to VAR-modellene stemmer godt overens med resultatet fra kointegrasjonstesten der det ble funnet kointegrasjon for (3år, 3mndN).

I tabellene 13 og 14 er det estimert VAR-modeller og testet for Granger kausalitet i tidsrommet 1990-2014, og resultatene for de to rentekombinasjonene gir forskjellige indikasjoner. For rentekombinasjonen (10år, 3mndN) er det kun korte renter som følger lange renter, mens for (3år, 3mndN) følger begge rentene hverandre. Rentens termindifferanse skal som nevnt være uvesentlig i henhold til forventningshypotesen, og siden det kun finnes kausalitet i en retning for (10år, 3mndN) kan resultatene for tidsperioden 1990-2014 ikke sies å bekrefte denne hypotesen.

5.3.1 Oppsummering av test for Granger kausalitet

Oppsummert fra dette delkapittelet er det gjennomgående at korte renter følger lange renter i begge observasjonsperiodene. Dette samsvarer med Campbell og Shiller (1987) der det også kun var den korte renten som kunne sies å følge den lange. Selv om resultatene fra 1990-2014 ikke kan bekrefte forventningshypotesen viser denne tidsperioden vesentlig klarere indikasjoner enn perioden 2003-2014. Dette understøttes av kointegrasjonstestene som kun i denne observasjonsperioden indikerer kointegrerende sammenhenger i begge rentekombinasjonene. Som det har kommet frem fra analysene i tidligere kapitler, viser det seg også denne gang at rentekombinasjonen med den korteste tidsdifferansen, her (3år, 3mndN), gir de klareste indikasjonene på forventningshypotesen. Denne rentekombinasjonen er den eneste, så langt i studien, som samsvarer med forventningshypotesen i alle testene.

I neste delkapittel utvides VAR-modellene til dynamiske modeller ved å inkludere et ledd som kalles feiljusteringsleddet. Metoden, gjennomgått i kapittel 3.4, gir mulighet til å studere

hvordan veksten i en rentevariabel avhenger av avviket fra langtidslikevekten mellom denne renten og en annen rentevariabel.

5.4 Test for feilkorrigering

Feiljusteringsleddet finnes fra den estimerte kointegrasjonslikningen som i (21). Dette estimeres med renteverdier fra en periode tilbake i tid:

$$(36) \quad z_{t-1} = R_{t-1} - \mu - \rho r_{t-1}$$

Som nevnt tidligere er z_{t-1} avviket fra likevekt i forrige periode og kalles det estimerte feiljusteringsleddet. Hvis det er holdbarhet i forventningshypotesen skal det ved avvik fra likevekten mellom to renter med ulike terminer pågå en justeringsprosess tilbake til likevekt gjennom feiljusteringsleddet. Spreaden mellom to renter variabler vil på den måten kunne forutse fremtidige endringer i rentene.

For å finne parameteren til feilkorrigeringsleddet formuleres to modeller som beskriver hvordan veksten i korte og lange renter avhenger av verdier fra disse rentene og avviket fra langtidslikevekten⁴³ mellom dem. Resultatene etter estimering av disse to modellene vil vise om det finnes mekanismer som eliminerer avvik fra den langsiktige likevekten mellom korte og lange renter. Feilkorrigeringsmodellene stilles opp som i (37) og (38) under:

$$(37) \quad \Delta R_t = \alpha_R z_{t-1} + \sum_{i=0}^I (\pi_{Ri} \Delta r_{t-i}) + \sum_{j=1}^J (\beta_{Rj} \Delta R_{t-j}) + \varepsilon_R + v_R$$

$$(38) \quad \Delta r_t = \alpha_r z_{t-1} + \sum_{i=0}^I (\pi_{ri} \Delta R_{t-i}) + \sum_{j=1}^J (\beta_{rj} \Delta r_{t-j}) + \varepsilon_r + v_r$$

For at modellene skal gi feilkorrigering forventes $|0 < \alpha < 1|$, og parameteren skal være negativ i likning (37) og positiv i likning (38). Ved motsatt fortegn vil feilkorrigeringsleddet gi en økning av avviket i stedet for en korrigering. For å sikre mot potensielt simultanitetsskjevhet estimeres, som nevnt i kapittel 3.4, modellene både med og uten Δr_t og ΔR_t i henholdsvis likning (37) og (38).

⁴³ Se Wooldridge (2009, side 643).

Det er tidligere funnet kointegrasjon i begge rentekombinasjonene for observasjonsperioden 1990-2014. Om feilkorrigeringsmodellene skal samsvare med kointegrasjonstestene forventes det å finne signifikant feilkorrigerings i (10år, 3mndN) og (3år, 3mndN), men ikke for (10år, 3mnd) og (3år, 3mnd).

For å teste parameterens signifikans benyttes en standard tosidet t-test som har kritisk absoluttverdi 1,96 ved 5 % signifikansnivå. I modellene benyttes laglengder på 4 lags. Dette gir lave AIC-verdier og relativt enkle modeller. Under presenteres de estimerte feilkorrigeringsleddene for hver av modellene. I avhandlingens vedlegg finnes fullstendige resultater fra estimeringen av modellene. Først testes feilkorrigerings for tidsrommet 2003-2014 i Tabell 15 og 16:

Feilkorrigeringsmodeller (10år, 3mnd):

Tabell 15: Verdier til koeffisienten i feilkorrigeringsleddet (10år, 3mnd) 2003-2014, 2800 observasjoner

ΔR_t 10 år			Δr_t 3 mnd		
Modell	Koeffisient	t-verdi	Modell	Koeffisient	t-verdi
4 lag med Δr_t	-0,0022	-1,70	4 lag med ΔR_t	0,0035	1,57
4 lag uten Δr_t	-0,0020	-1,53	4 lag uten ΔR_t	0,0031	1,38

Her benyttes estimatene for R_t (10år) fra Tabell 5 og følgende feilkorrigeringsledd kan konstrueres: $z_{t-1} = R_{t-1} - 0,460 r_{t-1} - 2,548$

Tabell 15 viser at det ikke finnes signifikant effekt av feilkorrigeringsleddet i noen av modellene for (10år, 3mnd). At fortegnet til z_{t-1} er negativt i ΔR_t og positivt i Δr_t indikerer feilkorrigerings i begge tilfeller og samsvarer med forventningshypotesen, men signifikansen er ikke sterk nok til at det er av betydning innenfor et 5 % signifikansnivå. Innenfor et signifikansnivå på 10 %, som gir kritisk verdi 1,645, finnes signifikant feilkorrigerings i modellen ΔR_t hvor forklaringsvariabelen Δr_t er inkludert. Uansett betraktes denne korrigeringsen som for svak til at det er av betydning siden den blir forkastet ved 5 % signifikansnivå.

At det ikke kan påvises signifikant feiljustering for noen av rentesatsene stemmer overens med kointegrasjonstesten som indikerer at kombinasjonen (10år, 3mnd) ikke kointegrerer og at det derfor ikke finnes noen langsiktig likevektsammenheng mellom rentene.

Feilkorrigeringsmodeller (3år, 3mnd):

Tabell 16: Verdier til koeffisienten i feilkorrigeringsleddet (3år, 3mnd) 2003-2014, 2800 observasjoner

ΔR_t 3 år			Δr_t 3 mnd		
Modell	Koeffisient	t-verdi	Modell	Koeffisient	t-verdi
4 lag med Δr_t	-0,0009	-0,50	4 lag med ΔR_t	0,0116	4,14
4 lag uten Δr_t	0,0002	0,16	4 lag uten ΔR_t	0,0117	4,12

Ved konstruksjon av feilkorrigeringsleddet benyttes kointegrasjonslikningen R_t (3år) fra

Tabell 5: $z_{t-1} = R_{t-1} - 0,759 r_{t-1} - 0,999$

Heller ikke her finnes det signifikant feilkorrigeringsleddet til Δr_t , men feilkorrigeringsleddet til ΔR_t er signifikant og positivt både med og uten forklaringsvariabelen ΔR_t . Dette innebærer en signifikant korrigeringsledd ved avvik fra likevekten, og Δr_t vil komme dag endres med ca. 1,2 %. Dette kan virke som en svak korrigeringsledd, og kan sees i sammenheng med de høye $\hat{\beta}$ -verdiene fra Tabell 6, men siden det her er snakk om daglige observasjoner (høy frekvens) kan korrigeringsleddet være av betydning månedsvis eller kvartalsvis.

I Engle-Granger testen ble det ikke påvist signifikant kointegrasjon for kombinasjonen (3år, 3mnd) under 5 % signifikansnivå. Dette synes å henge sammen med resultatene fra Tabell 16 der feilkorrigeringsleddet kun går en vei. Det skal nevnes at det ble påvist kointegrasjon i den observerte spreaden, men resultatene fra denne testen tydet på svak grad av kointegrasjon. Forøvrig understøtter estimeringen av disse feilkorrigeringsleddene resultatene fra de estimerte VAR-modellene der den korte renten følger den lange renten, men ikke motsatt.

I resultatene fra tidsperioden 2003-2014 kan det ikke påvises feilkorrigeringsleddet i begge retninger for noen av rentekombinasjonene, og forventningshypotesen kan dermed ikke sies å ha støtte i disse resultatene. Frem til nå i analysen har tidsperioden 1990-2014 vist de klareste indikasjonene på at norske rentedata kan følge forventningshypotesen. Om dette skal være tilfellet videre er det forventet å finne sterkere grad av feilkorrigeringsleddet når de estimerte

feilkorrigeringsparameterne for denne perioden nå skal presenteres i Tabell 17 og 18. Da spesielt for (3år, 3mndN) som så langt har vist seg å være den mest samkjørte rentekombinasjonen.

Feilkorrigeringsmodeller (10år, 3mndN):

**Tabell 17: Verdier til koeffisienten i feilkorrigeringsleddet (10år, 3mndN)
1990-2014, 6084 observasjoner**

ΔR_t 10 år			Δr_t 3 mndN		
Modell	Koeffisient	t-verdi	Modell	Koeffisient	t-verdi
4 lag med Δr_t	-0,0007	-1,29	4 lag med ΔR_t	0,0148	4,98
4 lag uten Δr_t	-0,0004	-0,74	4 lag uten ΔR_t	0,0145	4,87

Her benyttes estimatene for R_t (10år) i Tabell 7, og følgende feilkorrigeringsledd kan konstrueres: $z_{t-1} = R_{t-1} - 0,648 r_{t-1} - 2,196$

Resultatene i Tabell 17 indikerer ikke signifikant feilkorrigeringsledd for ΔR_t , mens Δr_t vil korrigeres med ca. 1,5 % neste dag ved avvik fra likevekten. Denne trege tilpasningen kan sees i sammenheng med de høye $\hat{\beta}$ -verdiene som ble rapportert i Tabell 8 under testing for kointegrasjon.

Med bakgrunn i kointegrasjonsresultatene fra denne rentekombinasjonen vil det her være naturlig å forvente at ΔR_t får en negativ og signifikant koeffisient, og videre at Δr_t får en positiv og signifikant koeffisient. Selv om resultatene til ΔR_t er negative, er ikke t-verdiene tilstrekkelig høye nok til at feilkorrigeringsleddet kan sies å være signifikant forskjellig fra null. Dette stemmer overens med resultatene fra VAR-modellen, men strider mot resultatene fra kointegrasjonsanalysen. Testen i Tabell 17 tyder på at den korte renten justeres av den lange renten, men ikke motsatt.

Feilkorrigeringsmodeller (3år, 3mndN):

Tabell 18: Verdier til koeffisienten i feilkorrigeringsleddet (3år, 3mndN) 1990-2014 under 6084 observasjoner

ΔR_t 3 år			Δr_t 3 mndN		
Modell	Koeffisient	t-verdi	Modell	Koeffisient	t-verdi
4 lag med Δr_t	0,0002	0,14	4 lag med ΔR_t	0,0179	5,44
4 lag uten Δr_t	0,0043	3,39	4 lag uten ΔR_t	0,0245	6,41

Feiljusteringsleddet konstrueres med estimerte verdier fra R_t (3år) i Tabell 7:

$$z_{t-1} = R_{t-1} - 0,825 r_{t-1} - 0,774$$

Denne kombinasjonen er den eneste i utvalget av rentekombinasjoner som viser signifikante parametere for feiljusteringsleddet til begge rentene. For ΔR_t -modellene er dette i tilfellet der løpende verdi på Δr_t utelates. Resultatene fra Engle-Granger testen for denne rentekombinasjonen påviste kointegrasjon. Derfor forventes det feilkorrigerings for begge renter om resultatene skal samsvare. Koeffisienten foran feiljusteringsleddet i ΔR_t er derimot positiv slik at det pågår en motsatt feilkorrigerings. Dette betyr at avviket fra langtidslikevekten vil øke istedenfor å justeres tilbake. For Δr_t vises en positiv og signifikant parameterverdi som indikerer at et avvik fra likevekten vil bli redusert. Også i dette tilfellet tyder parameterne på en relativt treg tilpasning som kan sees i sammenheng med $\hat{\beta}$ i Tabell 8. Resultatene i Tabell 18 finner ikke støtte i kausalitetstesten som viser at den lange renten følger den korte renten. Resultatene fra ΔR_t , som indikerer at et avvik vil vokse med tiden, strider også mot kointegrasjonsresultatene.

5.4.1 Oppsummering av test for feilkorrigerings

Siden det tidligere i analysen er påvist kointegrasjon i rentekombinasjonene for tidsperioden 1990-2014 var det forventet å finne signifikant feiljustering i disse. Dette viser seg bare å være tilfellet mot den korteste renten i de to rentekombinasjonene. Resultatene tyder på at renter påvirkes av endringer i renter med forfall på et senere tidspunkt, men ikke av renter med forfall på et tidligere tidspunkt. Dette strider således mot teorien om «den fundamentale sammenhengen i forventningshypotesen» i likningene (1) - (4) som sier at den lange renten vil endre seg i samme retning som den fremtidige korte renten. Spreaden er altså ikke i stand til å predikere fremtidige rentebevegelser i samsvar med teorien.

5.5 Oppsummering empirisk analyse

Rentevariablene i observasjonsperioden 2003-2014 kan ikke sies å støtte forventningshypotesens gyldighet i norsk renteutvikling. Dette samsvarer med funnene til Kleiva (2010) for samme rentekombinasjoner under samme testprosedyrer. Rentevariablene i perioden 1990-2014 viser sterkere indikasjon på sammenheng, men til tross for påvist kointegrasjon svekkes forventningshypotesens gyldighet da den lange renten ikke kan sies å følge den korte renten. Dette er i samsvar med Zihong (2010) som under samme testprosedyrer fant at kombinasjonen 3 års statsobligasjoner og 6 måneders NIBOR-renter indikerte kointegrasjon, men den lange renten ikke kunne sies å følge den korte renten.

6 Konklusjon

I denne avhandlingen foretas det en studie av norsk terminstruktur med det formål å undersøke om forventningshypotesen finner støtte i norsk renteutvikling. Datamaterialet som benyttes er daglige noteringer for 10 års statsobligasjoner, 3 års statsobligasjoner, 3 måneders statskasseveksler og 3 måneders NIBOR-renter. Det gjøres studier på rentene over to perioder; 2003-2014 og 1990-2014. For å studere likevekten mellom rentene er det satt sammen kombinasjoner av 10 årsrente og 3 månedsrente, samt 3 årsrente og 3 månedsrente. Dette gir to rentekombinasjoner med ulik termindifferanse innenfor hver undersøkelsesperiode. I den lengste undersøkelsesperioden benyttes NIBOR-renter som 3 månedsrente, og i den korteste perioden benyttes statskasseveksler.

For å undersøke forventningshypotesens gyldighet blir renteneutviklingen analysert ved å anvende økonometriske metoder som kartlegger rentevariablenes tidsserieegenskaper. Grafisk er det observert at de lengste rentene oppfører seg mest stabilt over tid, og rentekombinasjonene med de korteste termindifferansene ser i sterkest grad ut til å følge «mean reversion». Etter å ha benyttet en utvidet Dickey-Fuller test fremstår alle rentene som integrerte av første orden. En kointegrasjonsanalyse med Engle-Granger testen viser at det kun er rentekombinasjonene fra den lengste observasjonsperioden som kan sies å gå mot en felles likevektsammenheng. Test for Granger kausalitet indikerer at det bare er rentekombinasjonen med 3 års statsobligasjoner og 3 måneders NIBOR-renter som har positiv kausalitet i begge retninger. Kausalitetstestene på de tre andre rentekombinasjonene viser at den korte renten følger den lange renten, men ikke motsatt. I feilkorrigeringsmodellene viser analysene feilkorrigering mot de korte rentene, med unntak av kombinasjonen 10 års statsobligasjoner og 3 måneders statskasseveksler, men ikke feilkorrigering mot noen lange renter.

Til tross for at observasjonsperioden 1990-2014 viser kointegrerende sammenhenger svekker resultatene fra kausalitetstesten og feilkorrigeringsmodellene forventningshypotesens gyldighet.

Denne avhandlingen finner ikke tilstrekkelig grunnlag for å kunne verifisere forventningshypotesens gyldighet i norsk renteutvikling. De lange rentene kan ikke sies å følge de korte rentene, men det er gjennomgående for analysen at de korte rentene følger de

lange rentene. Videre blir det observert at det er rentekombinasjonene med de korteste termindifferansene som i sterkest grad indikerer likevektsammenheng.

Det kan være relevant å diskutere potensielle svakheter i avhandlingen før forventningshypotesens gyldighet i norsk renteutvikling eventuelt forkastes. Det er ikke opplagt at den lengste undersøkelsesperioden 1990-2014 er tilstrekkelig lang nok til å konkludere med sikkerhet i forhold til forventningshypotesen. Tilsvarende undersøkelser har ofte studert rentevariablene over enda lengre tidsperioder. En annen potensiell svakhet er i hvilken grad NIBOR-renter kan benyttes som et substitutt for statskasseveksler under forventningshypotesens antagelser. En forutsetning i de empiriske testene er at risikopremien på rentevariablene som benyttes skal være konstant. I enkelte perioder mellom 2007 og 2013 er det synlige fluktasjoner mellom de to 3 månedersrentene. Denne perioden var preget av finanskrisen, og derav er det mulig at en svekket tillitt til banksektorens robusthet kan ha ført til en ikke-stasjonær risikopremie for NIBOR-renten.

For videre forskning vil det være interessant å gjøre samme studie når datamaterialet til statskassevekslene har blitt betydelig større. For øvrig kan det være hensiktsmessig å undersøke i hvilken grad risikopremien i samtlige renter kan sies å være konstant. At rentekombinasjonene med de korteste termindifferansene indikerer sterkest grad av sammenheng kan eksempelvis skyldes en ikke-stasjonær risikopremie som blir mer betydelig jo lengre løpetid det er på renten. Siden Norge har en liten og åpen økonomi kan det også være interessant å inkludere renteendringer i innflytelsesrike økonomier utenlands i analysen. I tillegg kan det som en utvidelse i den empiriske analysen inkluderes ikke-lineære modeller som studerer rentenes oppførsel innenfor avgrensede regimer.

Referanseliste

Bohl, M. T. & P. L. Siklos (2004): «The Bundesbank's Inflation Policy and Asymmetric Behavior of the German Term Structure», *Review of International Economics*, Vol.12, 495-508.

Brooks, C. (2008): *Introductory Econometrics for Finance*, second edition, Cambridge University Press, New York.

Campbell, J. Y. & R. J. Shiller (1987): «Cointegration and Tests of Present Value Models», *Journal of Political Economy*, Vol.95, 1062-1088.

Campbell, J. Y. & R. J. Shiller (1991): «Yield Spreads and Interest Rate Movements: A Bird's Eye View», *The Review of Economic Studies*, Vol.58, 495-514.

Dickey, D. A. & W. A. Fuller (1979): «Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series With a Unit Root», *Journal of the American Statistical Association*, Vol.74, 427-431.

Enders, W. (2010): *Applied Econometric Time Series*, third edition, John Wiley & Son, Inc, New Jersey.

Engle, R. F. & C. W. J. Granger (1987): «Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing», *Econometrica*, Vol.55, 251-276.

Fama, E. F. & R. R. Bliss (1987): «The Information in Long-Maturity Forward Rates», *The American Economic Review*, Vol.77, 680-692.

Fisher, I. (1896): «Appreciation and Interest», *Publications of the American Economic Association*, Vol.11, 21-29.

Guidolin, M. & D. L. Thornton (2008): «Predictions of Short-Term Rates and The Expectations Hypothesis of the Term Structure of Interest Rates», *ECB Working Paper Series*, no.977, European Central Bank.

- Hall, A. D., H. M. Anderson & C. W. J. Granger (1992): «A cointegration Analysis of Treasury Bill Yields», *The Review of Economics and Statistics*, Vol.74, 116-126.
- Johansen, S. (1988): «Statistical Analysis of Cointegrating Vectors», *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol.12, 231-254.
- Jondeau, E. & R. Ricart (1999): «The expectations hypothesis of the term structure: test on US, German, French, and UK Euro-rates», *Journal of International Money and Finance*, Vol.18, 725-750.
- Kleiva, Ø. (2010): *Norske renter og forventningshypotesen* (Masteroppgave). NTNU, Trondheim.
- Mork, K. A. (2004): *Makroøkonomi*, 3. utgave, J.W. Cappelens Forlag as, Oslo.
- Myklebust, G. (2005): «Risikopremier i det norske rentemarkedet», *Penger og kreditt 3/2005*, 197-205.
- Nautz, D. & J. Wolters (1999): «The Response of Long-Term Interest Rates to News about Monetary Policy Actions: Empirical Evidence for the U.S. and Germany», *Review of World Economics*, Vol.135, 397-412.
- Norges Bank (2006): *Rentestatistikk*. Endret i 2014. Hentet 30. juni 2014, fra <http://www.norges-bank.no/Statistikk/Rentestatistikk>
- Oslo Børs (2014): *Markedsaktivitet*. Hentet 30. juni 2014 fra <http://www.oslobors.no/markedsaktivitet/nibor>
- Oxmetrics Home (2014). Hentet 20. juni 2014, fra <http://www.oxmetrics.net>
- Patterson, K. (2000): *An Introduction to Applied Econometrics: a time series approach*, Macmillan Press LTD, London.
- Sechrest, L. J. (2006): «Explaining Malinvestment and Overinvestment», *The Quarterly Journal of Australian Economics*, Vol.9, 27-38.

Shea, G. S. (1992): «Benchmarking the Expectations Hypothesis of the Interest-Rate Term Structure: An Analysis of Cointegration Vectors», *Journal of Business & Economic Statistics*, Vol.10, 347-366.

Shiller, R. J. & J. H. McCulloch (1987): «The Term Structure of Interest Rates», *NBER Working Papers 2341*, National Bureau of Economic Research.

Shubin, A. (2008): *En dynamisk analyse av terminstrukturen i norske renter* (Masteroppgave). NTNU, Trondheim.

Statistisk sentralbyrå (1993): «Økonomisk utsyn over året 1992», Økonomiske analyser Nr.1-1993, Statistisk sentralbyrå.

Valseth, S. (2003): «Renteforventninger og betydningen av løpetidspremier», *Penger og kreditt 1/2003*, 41-47.

Wooldridge, J. M. (2009): *Introductory Econometrics: A Modern Approach*, fourth edition, South-Western, Cengage Learning, Mason.

Zihong, G. (2010): *En empirisk analyse av den norske renten i perioden 1990 til 2010* (Masteroppgave). NTNU, Trondheim.

Vedlegg: Estimerte feiljusteringsmodeller

Her finnes fullstendige estimerte feilkorrigeringsmodeller fra kapittel 5.4 med t-verdi oppgitt i parentes.

Tabell 19: Feilkorrigering (10år, 3mnd) 2003-2014, 2800 observasjoner

Variabler	Parameterverdi	Parameterverdi uten Δr_t
ΔR_{t-1}	0.1191 (6.27)	0.1281 (6.72)
ΔR_{t-2}	0.0208 (1.09)	0.0283 (1.47)
ΔR_{t-3}	-0.0073 (-0.38)	-0.0082 (-0.43)
ΔR_{t-4}	-0.0131 (-0.69)	-0.0126 (-0.66)
Δr_t	0.0665 (6.16)	
Δr_{t-1}	-0.1487 (-1.34)	-0.0293 (-2.69)
Δr_{t-2}	-0.0313 (-2.83)	-0.0361 (-3.25)
Δr_{t-3}	-0.0270 (-2.43)	-0.0333 (-2.99)
Δr_{t-4}	-0.0243 (-2.23)	-0.0272 (-2.50)
z_{t-1}	-0.0022 (-1.70)	-0.0020 (-1.53)
γ	-0.0010 (-1.09)	-0.0011 (-1.25)
F-verdi	12.296 (0.00)	5.7913 (0.00)

Tabell 20: Feilkorrigering (3mnd, 10år) 2003-2014, 2800 observasjoner

Variabler	Parameterverdi	Parameterverdi uten ΔR_t
Δr_{t-1}	-0.2119 (-11.20)	-0.2169 (-11.40)
Δr_{t-2}	-0.0649 (-3.38)	-0.0721 (-3.72)
Δr_{t-3}	-0.0874 (-4.52)	-0.0940 (-4.84)
Δr_{t-4}	-0.0400 (-2.11)	-0.0454 (-2.39)
ΔR_t	0.2024 (6.16)	
ΔR_{t-1}	0.1097 (3.30)	0.1337 (4.03)
ΔR_{t-2}	0.1066 (3.20)	0.1109 (3.31)
ΔR_{t-3}	-0.0126 (-0.35)	-0.0145 (-0.43)
ΔR_{t-4}	0.0099 (0.29)	0.0059 (0.17)
z_{t-1}	0.0035 (1.57)	0.0031 (1.38)
γ	-0.0019 (-1.24)	-0.0021 (-1.39)
F-verdi	14.001	7.6861

Tabell 21: Feilkorrigering (3år, 3mnd) 2003-2014, 2800 observasjoner

Variabler	Parameterverdi	Parameterverdi uten Δr_t
ΔR_{t-1}	0.0881 (4.61)	0.1070 (5.57)
ΔR_{t-2}	-0.0041 (-0.21)	0.0097 (0.50)
ΔR_{t-3}	0.0020 (0.10)	-0.0054 (-0.27)
ΔR_{t-4}	-0.0024 (-0.12)	-0.0044 (-0.22)
Δr_t	0.1006 (8.51)	
Δr_{t-1}	0.0311 (2.55)	0.0080 (0.66)
Δr_{t-2}	-0.0270 (-2.21)	-0.0353 (-2.87)
Δr_{t-3}	-0.0063 (-0.52)	-0.0155 (-1.27)
Δr_{t-4}	-0.0348 (-2.94)	-0.0392 (-3.27)
z_{t-1}	-0.0009 (-0.50)	0.0002 (0.16)
γ	-0.0011 (-1.15)	-0.0012 (-1.35)
F-verdi	18.580	4.9970

Tabell 22: Feilkorrigering (3mnd, 3år) 2003-2014, 2800 observasjoner

Variabler	Parameterverdi	Parameterverdi uten ΔR_t
Δr_{t-1}	-0.2319 (-12.30)	-0.2299 (-12.00)
Δr_{t-2}	-0.0739 (-3.83)	-0.0828 (-4.24)
Δr_{t-3}	-0.0879 (-4.56)	-0.0918 (-4.71)
Δr_{t-4}	-0.0338 (-1.80)	-0.0437 (-2.30)
ΔR_t	0.2520 (8.51)	
ΔR_{t-1}	0.1606 (5.32)	0.1876 (6.17)
ΔR_{t-2}	0.1361 (4.48)	0.1386 (4.51)
ΔR_{t-3}	-0.0726 (-2.38)	-0.0740 (-2.40)
ΔR_{t-4}	-0.0184 (-0.61)	-0.0195 (-0.63)
z_{t-1}	0.0116 (4.14)	0.0117 (4.12)
γ	-0.0017 (-1.18)	-0.0020 (-1.38)
F-verdi	28.521	17.102

Tabell 23: Feilkorrigering (10år, 3mndN) 1990-2014, 6084 observasjoner

Variabler	Parameterverdi	Parameterverdi uten Δr_t
ΔR_{t-1}	0.1280 (9.96)	0.1335 (10.30)
ΔR_{t-2}	0.0067 (0.51)	0.0067 (0.51)
ΔR_{t-3}	-0.0172 (-1.33)	-0.0149 (-1.15)
ΔR_{t-4}	0.0157 (1.23)	0.0164 (1.28)
Δr_t	0.0215 (8.73)	
Δr_{t-1}	0.0027 (1.11)	0.0038 (1.56)
Δr_{t-2}	0.0036 (1.45)	-0.0003 (-0.12)
Δr_{t-3}	-0.0022 (-0.93)	-0.0009 (-0.40)
Δr_{t-4}	0.0013 (0.56)	-0.0007 (-0.30)
z_{t-1}	-0.0007 (-1.29)	-0.0004 (-0.74)
γ	-0.0010 (-1.73)	-0.0011 (-1.77)
F-verdi	15.849	0.7436

Tabell 24: Feilkorrigering (3mndN, 10år) 1990-2014, 6084 observasjoner

Variabler	Parameterverdi	Parameterverdi uten ΔR_t
Δr_{t-1}	0.0509 (3.98)	0.0532 (4.13)
Δr_{t-2}	-0.1836 (-14.40)	-0.1838 (-14.30)
Δr_{t-3}	0.0611 (4.79)	0.0606 (4.72)
Δr_{t-4}	-0.0984 (-7.72)	-0.0989 (-7.70)
ΔR_t	0.5762 (8.73)	
ΔR_{t-1}	0.1798 (2.68)	0.2568 (3.84)
ΔR_{t-2}	-0.0026 (-0.04)	0.0012 (0.02)
ΔR_{t-3}	0.1155 (1.72)	0.1068 (1.58)
ΔR_{t-4}	0.0255 (0.38)	0.0350 (0.52)
z_{t-1}	0.0148 (4.98)	0.0145 (4.87)
γ	-0.0008 (-0.27)	-0.0015 (-0.46)
F-verdi	18.957	4.581

Tabell 25: Feilkorrigering (3år, 3mndN) 1990-2014, 6084 observasjoner

Variabler	Parameterverdi	Parameterverdi uten Δr_t
ΔR_{t-1}	-0.1750 (-13.60)	-0.1618 (-10.90)
ΔR_{t-2}	-0.1055 (-8.05)	-0.0303 (-2.01)
ΔR_{t-3}	0.0272 (2.07)	0.0593 (3.90)
ΔR_{t-4}	-0.0847 (-6.70)	-0.1066 (-7.26)
Δr_t	0.1681 (46.10)	
Δr_{t-1}	0.0827 (19.50)	0.0901 (18.30)
Δr_{t-2}	0.0351 (7.88)	-0.0071 (-1.40)
Δr_{t-3}	-0.0126 (-2.90)	-0.0115 (-2.29)
Δr_{t-4}	0.0271 (6.26)	0.0132 (2.62)
z_{t-1}	0.0002 (0.14)	0.0043 (3.39)
γ	-0.0015 (-1.70)	-0.0018 (-1.67)
F-verdi	535.970	102.030

Tabell 26: Feilkorrigering (3mndN, 3år) 1990-2014, 6084 observasjoner

Variabler	Parameterverdi	Parameterverdi uten ΔR_t
Δr_{t-1}	-0.0957 (-7.26)	0.0434 (2.91)
Δr_{t-2}	-0.2401 (-18.20)	-0.2511 (-16.30)
Δr_{t-3}	0.0242 (1.84)	0.0064 (0.41)
Δr_{t-4}	-0.1036 (-7.88)	-0.0832 (-5.45)
ΔR_t	1.5451 (46.10)	
ΔR_{t-1}	0.3285 (8.37)	0.0785 (1.74)
ΔR_{t-2}	0.4945 (12.50)	0.4476 (9.76)
ΔR_{t-3}	0.0996 (2.51)	0.1913 (4.15)
ΔR_{t-4}	0.0343 (0.89)	-0.1305 (-2.93)
z_{t-1}	0.0179 (5.44)	0.0245 (6.41)
γ	0.0014 (0.52)	-0.0013 (-0.41)
F-verdi	458.070	29.928

