



MASTEROPPGAVE I FINANSIELL ØKONOMI

**En eventstudie av avkastningen på nordiske bankaksjer
ved annonsert endring i styringsrente**

Erik Esdaile

Veileder: K. A. Mork

Institutt for samfunnsøkonomi

NORGES TEKNISK-NATURVITENSKAPELIGE UNIVERSITET

Juni 2017

Sammendrag

Denne oppgaven undersøker om annonserte endringer i styringsrente har en effekt på markedsverdien til bankaksjer i Norden. Ved å anvende en eventstudie metodologi analyseres prisendringen under flere renteendringer i perioden 2000-2016 på tvers av Norge, Sverige og Danmark.

Oppgaven tar utgangspunkt i hvordan sentralbanken kan styre kortsiktige markedsrenter gjennom å endre styringsrenten, og ser på renteendringene som individuelle begivenheter (events), og hvordan bankaksjer i Norden reagerer som et svar på dette.

Resultatene viser generelt at annonserte endringer i sentralbankens styringsrente ikke har noen signifikant effekt på aksjekurser til bankaksjer i Norden. Men det ser ut til å være en sterkere effekt ved rentekutt enn ved renteøkning. Konklusjonen er at styringsrenter som oftest settes som forventet i Norden, og har således ingen stor kortsiktig innvirkning på aksjepriser. Videre vil ikke endret rentenivå i normale økonomiske tilstander påvirke primærinttjeningen til bankene og har derfor ingen stor innvirkning på markedets vurdering av fremtidig inntjening.

Et nytt og interessant resultat av oppgaven er testingen av det svenske utvalget under rentekuttene til negativ styringsrente, der finner jeg bevis på at annonseringen av negative renter hadde en negativ priseffekt på svenske bankaksjer. Jeg konkluderer med at den signifikante prissvingningen er et resultat av uforventede renteendringer, og at retningen skyldes markedets vurdering av lavere fremtidig inntjening hos bankene.

Forord

Denne masteroppgaven konkluderer det 2-årige masterstudiet i finansiell økonomi, og mine 5 år som student ved Institutt for samfunnsøkonomi, NTNU. Arbeidet med oppgaven har vært både lærerik og krevende, og har bidratt til å øke min forståelse for aksjemarkedet, pengepolitikk og banknæringen. Microsoft Excel og Oxmetrics 7 har blitt benyttet, og selve oppgaven er skrevet i R Markdown.

Jeg vil takke Knut Anton Mork som i sin rolle som veileder har kommet med gode innspill, råd og tilbakemeldinger gjennom hele prosessen. I tillegg rettes en takk til Jonas Bergman ved Bloomberg og Kari Due-Andresen ved Handelsbanken Capital Markets for tilsendt data, og til min gode venn Knut C. Ree for bistand i L^AT_EX.

Til slutt vil jeg takke min familie og samboer for støtten gjennom hele studieløpet, og mine medstudenter for et godt faglig og sosialt engasjement under studiene.

Eventuelle feil, mangler og unøyaktigheter i oppgaven er mine egne.

Trondheim, 29.05.2017

Erik Esdaile

Innhold

Sammendrag	i
Forord	iii
1 Innledning	1
1.1 Bakgrunn og valg av problemstilling	1
1.2 Terminologi	3
1.3 Tidligere forskning	4
1.3.1 Pengepolitikk og aksjemarkedet	4
1.3.2 Pengepolitikk og bankaksjer	5
2 Teori	7
2.1 Verdssettelse av aksjer	7
2.2 Bankteori	9
2.3 Styringsrente som pengepolitisk virkemiddel	12
3 Metode	22
3.1 Den klassiske eventstudien	24
3.2 Regresjonsbasert metode	33
4 Data	37
4.1 Beskrivelse av data	37
4.2 Egenskaper ved data	41
5 Empiriske resultater	43
5.1 Aggregert nivå	43
5.1.1 Disaggregert nivå	45
5.2 Uforventede renteendringer	50
5.3 Negativ rente	52
5.4 Oppsummering av resultater	56
6 Konklusjon	57

7	Referanser	59
8	Appendiks	63
8.1	Generelle forutsetninger for OLS	63
8.2	Asymptotiske egenskaper ved OLS	65
8.3	Oversikt Events	67
8.4	Tester	70

Figurer

1	Balanser desember 2016 for banker og kredittforetak i Norge (Kilde: SSB) . . .	10
2	Rentedifferanse i Norge for husholdninger og foretak (årlig gj.snitt) Kilde: SSB	11
3	Rentedifferanse i Sverige for husholdninger og foretak (årlig gj.snitt) Kilde: SCB	11
4	Styringsrente og Reporente (mnd gj.snitt)	13
5	Danske og europeiske nøkkelrenter (årlig gj.snitt)	15
6	Rentedifferanse i Danmark for husholdninger og foretak (årlig gj.snitt) Kilde: DST	15
7	Folio og kortsiktige renter (Kilde: Norges Bank)	17
8	Nordiske interbankrenter, 3mnd. (Kilde: Macrobonds)	18
9	Rentebeslutninger og endring i enmånedsrenten samme dag (2009-2017)	20
10	Tidslinje for en eventstudie	27
11	CAAR for markedsmodellen ved renteendringer på Aggregert nivå	44
12	CAAR for markedsmodellen ved rentekutt	45
13	CAAR for markedsmodellen ved renteøkning	45
14	CAAR for Forventede vs. Uforventede rentekutt	50
15	Daglig endring i enmåned Stina-rente. (Kilde: Reuters Datastream)	52
16	CAAR for markedsmodellen for Rentebeslutningene	53
17	Sitater fra Morgenrapporter (Kilde: Handelsbanken Capital Markets)	55

Tabeller

1	Datautvalg	38
2	Antall events	40
3	Resultater: Aggregert nivå	43
4	Resultater: Land for land	47
5	Resultater: Renteendringer i Sverige	48
6	Resultater: Renteendringer i Norge	49
7	Resultater: Forventede vs Uforventede rentekutt	51
8	Rentesenkninger i Sverige 2014-2015	52
9	Rentesenkninger i Sverige 2014-2015	53
10	Resultater: Rentesenkninger i Sverige (2014-2015)	54
11	Oversikt Events: Norge	67
12	Oversikt Events: Sverige	68
13	Oversikt Events: Danmark	69
14	Tester: Portefølje Norge	72
15	Tester: Portefølje Sverige	73
16	Tester: Portefølje Danmark	74

1 Innledning

1.1 Bakgrunn og valg av problemstilling

Problemstilling: «Har annonserte endringer i styringsrenten en effekt på bankaksjer?»

Investor ønsker å avdekke hvordan aksjer reagerer på spesielle begivenheter. Jeg ønsker derfor å bidra på dette feltet med å gi innsikt i hvordan markedsverdien på bankaksjer i Norden reagerer når sentralbanken annonserer renteendringer.

Bakgrunnen for valg av problemstilling kommer i fra min interesse for fagfeltet som er i krysningen mellom makroøkonomi og finans, som førte til sammenhengen mellom sentralbankrenter og finansmarkedet. Avgrensningen om å se på bankaksjer alene er muligheten til å lære mer om banknæringen og samspillet mellom sentralbank og inntjeningen til banker.

Oppgavens struktur

Oppgaven begynner med å introdusere grunnleggende teori som viser sammenhengen mellom sentralbankrenter, markedrenter og prising av aksjer. Deretter presenteres metoden for å analysere eventuell unormal prisreaksjon under annonsering av renteendringer. Jeg benytter en klassisk eventstudie i tillegg til en regresjonsbasert metode for å analysere unormalavkastning under renteendringene, og utfører til slutt statistiske tester på resultatene.

Tidsperioden jeg vil ta for meg er utvalgte renteendringer fra Norge, Sverige og Danmark fra 2000-2016 og inkluderer totalt 52 renteøkninger og 60 rentesenkninger. Hovedfokuset til oppgaven er å se på Norge og Sverige, men inkluderer Danmark for å øke datagrunnlaget og dermed styrke resultatene for å gjøre slutninger på overordnet nivå. Rentenivået i Norge og Europa er på historisk lavt nivå, og av landene i utvalget er det kun Norge som fortsatt har positiv styringsrente. Norges Bank avviser ikke muligheten om negative renter i fremtiden, noe som gjør det spesielt interessant å analysere bankaksjene i Sverige ved renteendringer til negativt nivå. Oppgaven inkluderer derfor en egen analyse av kursendringene på bankene i

Sverige i denne perioden som vil kunne gi økt innsikt dersom Norges Bank implementerer negativ styringsrente i fremtiden.

1.2 Terminologi

Jeg vil i denne delen presentere sentrale begreper som brukes i oppgaven.

Eventstudie/Begivenhetsstudie brukes om hverandre og er den spesifikke metoden som anvendes for å analysere prisreaksjonen under offentliggjøring av ny informasjon.

Hendelse eller hendelsestidspunkt er tidspunktet definert som offentliggjøring av ny informasjon. I denne oppgaven defineres hendelsen som dagen ny rente implementeres i markedet.

Event/Begivenhet inkluderer hele perioden som analyseres i dagene før, under og etter hendelsen.

Normalavkastning benyttes som begrep for forventet avkastning gitt at hendelsen ikke inntreffer.

Abnormalavkastning/Unormalavkastning (AR) er unormalavkastning, altså en merkavkastning utover forventet avkastning som følge av begivenheten.

Kumulativ unormalavkastning (CAR) er summen av unormalavkastning rundt hendelsen som følge av begivenheten.

AAR og CAAR er hhv. gjennomsnittlig verdi på AR og CAR for utvalget.

Styringsrente er sentralbankens signalrente, med dette menes renten som sentralbanken benytter for å signalisere rentenivået til de øvrige sentralbankrentene.

Referanserenten er kortsiktig pengemarkedsrente. Kalles referanserenten da den danner et utgangspunkt for bankenes inn- og utlånsrente.

Normale renteendringer menes renteendringer som foregår i et positivt renteintervall. Unormale renteendringer er ved negativt rentenivå.

Rentedifferanse er netto renteinntekter for banker og finansielle foretak, rentemarginen er forholdet mellom utlån- og innlånsrente.

1.3 Tidligere forskning

1.3.1 Pengepolitikk og aksjemarkedet

Det er blitt gjort utallige begivenhetsstudier på hvordan aksjekurser reagerer på spesifikke hendelser. Kothari og Warner (2006) gir en god oversikt over de forskjellige metodene som er blitt utviklet for å analysere både kortsiktige og langsiktige effekter. Metoden er basert på den klassiske studien av Fama m.fl. (1969), der hovedfokuset er på å estimere normalavkastning og kumulativ unormalavkastning rundt tidspunktet til en begivenhet. Binder (1998) gir en detaljert oversikt over utviklingen av eventstudie metodologi fra 1969 til i dag. I et effisient finansmarked må en begivenhet karakteriseres som ny eller uventet informasjon for å generere en prisendring. Nyere forskning setter derfor vekt på å skille mellom forventede og uforventede renteendringer for å analysere pengepolitiske sjokk på økonomiske variable.

Tidligere forskning indikerer et inversforhold mellom pengepolitiske variabler som styringsrente og aksjeavkastning. Styringsrenten påvirker både markedsrenter, inflasjon og realøkonomien gjennom flere mekanismer og har størst utslag i de kortsiktige markedsrentene. Et gjennomgående resultat er at ekspansiv pengepolitikk gir større effekter enn kontraktive. I USA finner Bernanke og Kuttner (2005) at en uforventet rentereduksjon på 0,25 prosentpoeng øker en bred aksjeindeks med 2 prosentpoeng. Bredin m.fl. (2009) ser på hvordan internasjonale aksjemarkeder responderer på pengepolitikk. Her finner de at uforventede renteendringer har en signifikant effekt både på aggregert og sektornivå i Storbritannia tilsvarende tidligere resultater fra USA. De finner derimot ingen effekt av uforventede renteendringer i europeisk pengepolitikk på aksjemarkedet i Tyskland, og argumenterer for at aksjemarkedet i Tyskland er "langsynt" og ikke påvirkes i stor grad av kortsiktige renter. Gregoriou m.fl. (2009) sammenlikner aksjemarkedet i Storbritannia under normale økonomiske tider og krisetider, hvor de under normale tider finner tilsvarende resultater konsistent med tidligere forskning men finner motsatt effekt under finanskrisen. Videre viser de hvordan effekten varierer over industrisektor og påpeker signifikante diversifiseringsgevinster under renteendringer.

1.3.2 Pengepolitikk og bankaksjer

Tidligere studier av bankaksjer og renteendringer har hatt hovedfokus på effekten av markedsrenter.

Stone (1974) benytter en to-faktor modell ved å inkludere en bred obligasjonsindeks som forklaringsvariabel for å forklare variasjonen i avkastning til finansielle foretak, og mener dette er en bedre modell enn en-faktors modellen¹ til Sharpe (1964) og Lintner (1965), og påpeker at aksjer til finansielle foretak er mer sensitiv til renteendringer enn ikke-finansielle.

Kohers og Nagy (1991) ser på hvordan endring i markedsrenter påvirker verdien til bankene og viser til et invers forhold mellom avkastning på bankaksjer og økte markedsrenter. De finner videre at forklaringskraften til markedsrenter på bankenes aksjeavkastning er sterkere i nedgangstider. Moss og Moss (2010) gjør en tilsvarende studie med nyere data og finner resultater som er konsistente med de tidligere resultatene til Kohers og Nagy (1991).

Elyasiani og Mansur (2004) benytter en omfattende GARCH-modell for å estimere rentesensitiviteten til avkastningen til forretningsbanker. De bekrefter at bankaksjer er sensitive til rentenivå og at retningen er negativ. De finner at sensitiviteten er større for langsiktige markedsrenter.

Det er blitt utført få eventstudier på bankaksjer og hvordan de reagerer på endrede rentebeslutninger. Resultatene er både tvetydig og inkonsistent.

Madura og Schnusenberg (2000) benytter en markedsmodell i en regresjonsbasert eventstudie og estimerer effekten av både endret diskontorente og rentemål for referanserenten. Ved å benytte amerikansk data for aksjepriser på forretningsbanker fra 1974-1987 finner de en signifikant respons på avkastningen uavhengig av markedets forsøk på å predikere sentralbankens rentebeslutninger. Resultatene viser en signifikant positiv endring i avkastningen ved rentesenkning og mindre effekt av renteøkning.

Habib-Ur-Rahman m.fl. (2014) analyserer effekten av endret styringsrente på avkastningen til banker i Pakistan ved å anvende en eventstudie. Her finner de en signifikant effekt på

¹CAPM

avkastningen under sentralbankens annonserte endringer i styringsrenten. Videre ser de på både ekspansive og kontraktive rentebeslutninger og finner sterkest effekt ved de ekspansive.

I en australsk studie anvender Vaz m.fl. (2008) en eventstudie på data fra 1990-2005 for å analysere annonseringen av endret styringsrente på avkastningen til bankaksjer. De finner en motstridende effekt sammenliknet med USA. Resultatene deres viser at økte styringsrenter gir en signifikant positiv reaksjon i aksjekursen. De begrunner sine resultater med at banksektoren i Australia er mindre konkurranseutsatt enn den amerikanske, som gir bankene en mulighet til å utnytte høyere rentenivå for å øke bankenes inntjening.

2 Teori

I dette avsnittet presenteres verdsettelse- og bankteori som er relevant for denne oppgaven. Jeg vil introdusere CAPM og Gordons vekstmodell som teoretisk bakgrunn for verdsettelse av aksjer og deretter presentere grunnleggende bankteori.

2.1 Verdsettelse av aksjer

CAPM

CAPM² (Sharpe 1964, Lintner 1965) er den mest brukte modellen i finansteori for å estimere risikojustert avkastningskrav. Den viser hvordan avkastningen til et risikabelt aktivum er en funksjon av dens systematiske risiko.

$$E[r_i] = r_f + \beta_{im}R_m^e \quad (2.1)$$

der $E[r_i]$ er forventet avkastning på aktiva i , r_f er risikofri rente, β_{im} et uttrykk for systematisk risiko og R_m^e er markedets avkastning over risikofri rente.

Gordons Vekstmodell

Gordons vekstmodell i sin enkleste form gir et eksplisitt forhold mellom verdien på et selskap i dag og dens fremtidig dividende/kontantstrøm, vekstraten og diskonteringsrente som reflekteres gjennom et avkastningskrav (Gordon 1962).

$$V_{i,0} = \frac{D_{i,1}}{k_i - g_i} \quad (2.2)$$

$V_{i,0}$ er verdien per aksje for selskap i i dag, $D_{i,1}$ er forventet dividende per aksje neste periode,

²Capital Asset Pricing Model

g_i er dividendens vekstrate og k_i er avkastningskravet beregnet ved (2.1).

Effekt av renteendring på verdsettelse

Dersom vi tolker (2.1) eksplisitt vil økte renter reflekteres gjennom et høyere avkastningskrav. For gitt forventet avkastning vil diskonteringsfaktoren øke og verdien på aksjen vil reduseres ved å skape en negativ effekt på (2.2). Denne renteeffekten er basert på en ceteris paribus effekt³ og tar ikke i betraktning hvilken effekt renter kan ha på fremtidig dividende. Tidligere forskning viser hvordan rentesensitive aktiva som obligasjoner og aksjer for bank- og kredittforetak er mer sensitive til renteendringer enn ikke-finansielle.

Det vil være relevant for oppgavens problemstilling å se på hvordan bankenes lønnsomhet og inntjening påvirkes av renteendringen. Banker og kredittforetak vil være rentesensitive ved at endret rentenivå og forventninger om fremtidig rentenivå vil påvirke inntjening i dag i tillegg til forventninger om fremtiden. Hvilken effekt markedet mener vil dominere kan potensielt skape en kursendring i aksjeprisen.

³Alle andre faktorer holdes konstant

2.2 Bankteori

Hvordan påvirkes bankenes inntjening av endret rentenivå?

Renter er kostnaden ved å låne penger, dette fører til at ved høyere rentenivå er det mer attraktivt for husholdninger å spare enn å konsumere, og for bedrifter vil det være dyrere å investere. Styringsrenten vil fungere som en «gass og brems» på aktivitetsnivået i økonomien slikt at høyere rentenivå vil kunne redusere utlånsvolumet til bankene, men samtidig vil endringen i rentedifferansen mellom utlånsrente og finansiering (netto renteinntekter) under gitt rentenivå være avgjørende for lønnsomheten til bankene.

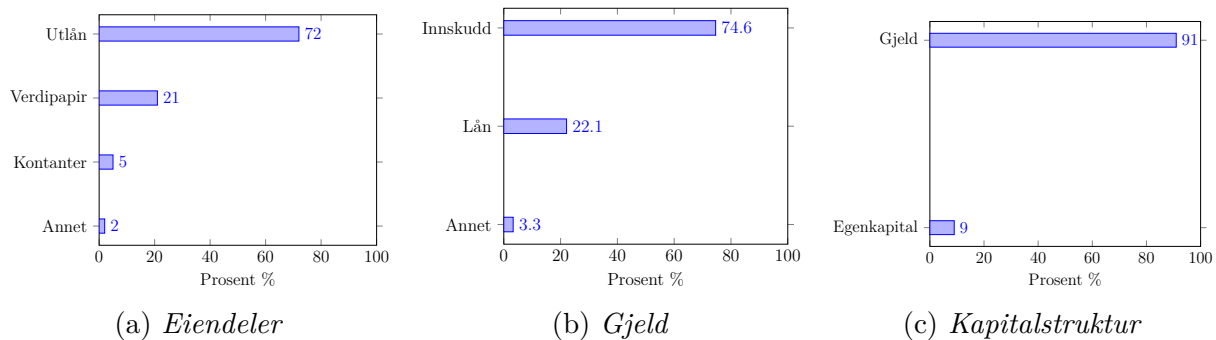
Bankenes Balanseregnskap

En forretningsbank⁴ er en institusjon som tilbyr banktjenester som innskudd og lån samt andre finansielle tjenester til både privatpersoner og foretak. For å forstå driften og inntjeningen av en forretningsbank må vi ta utgangspunkt i bankenes balanseregnskap (Cecchetti og Schoenholtz 2015).

Bankens Eiendeler = Bankens Gjeld + Bankens Egenkapital

Bankens eiendeler (venstresiden) består av utlån, omsettelig verdipapir og kontanter. Denne driften finansieres av bankens gjeld som består av innskudd, lån fra andre finansielle institusjoner og gjennom finansmarkedet. Bokført verdi på egenkapitalen er eiendeler fratrukket gjeld som utgjør nettoverdi på bankenes eiendeler etter nedbetaling av gjeld. Figur 1 illustrerer balansepostene for banker og kredittforetak i Norge. Vi ser hvordan egenkapitalen utgjør en liten del av bankenes kapitalstruktur. Dette betyr at bankene er i stor grad gjeldsfinansiert. Denne gjeldsfinansieringen består hovedsakelig av innskudd fra publikum og lån via obligasjonsmarkedet.

⁴Oversatt i fra engelsk: “Commercial Banks”.



Figur 1: Balanser desember 2016 for banker og kredittforetak i Norge (Kilde: SSB)

Bankenes inntjening

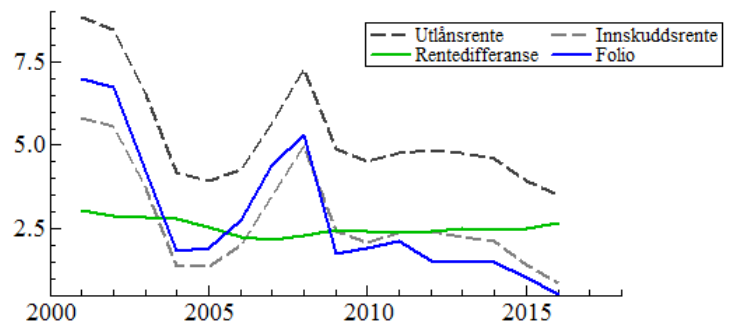
Inntjening består primært av rentedifferansen mellom eiendeler og gjeld (netto renteinntekter). Fra Figur 1 ser vi at 72% av eiendeler for norske banker består av utlån og 21% verdipapir. Dette er hovedsakelig finansiert av innskuddene til husholdninger og foretak i tillegg til en andel som finansieres av langsiktige lån gjennom obligasjonsmarkedet. Kjernevirksomheten til banken er derfor rentedifferansen mellom eiendeler og gjeld. Med dette menes at eiendeler består av plasseringer med lang løpetid med både faste og variable renter, i mens gjeldsiden består av faste renter og korte innskuddsrenter. Dette gjør til at banker er særlig utsatt for renterisiko ved at det eksisterer en naturlig mismatch mellom eiendeler og gjeld. Lange renter er mindre variabel med hensyn på rentenivå enn det korte renter er. Et eksempel er dersom rentenivået øker vil de kortsiktige rentene settes opp, i mens de langsiktige rentene på aktivasiden kan bestå av fastrenter og flytende renter som krever varsling før eventuell renteøkning. Økte renter vil redusere inntektsiden relativt til kostnadene som fører til redusert inntjening. I tillegg til dette vil bankens utlånsvolum reduseres ved lavere aktivitetsnivå i økonomien. Dette forutsetter et normalt rentenivå⁵ da effekten av renteendringer under negative renter kan reagere annerledes.

⁵positive renter

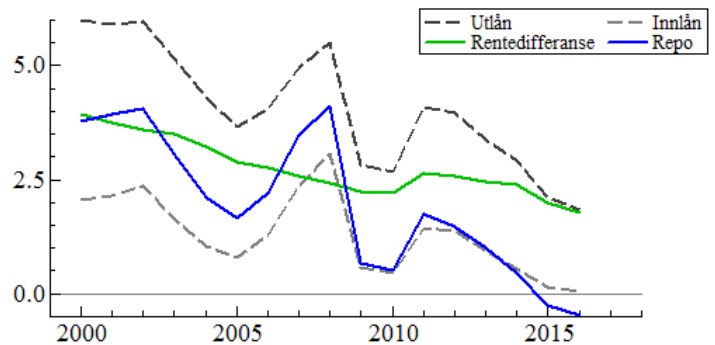
Styringsrente og rentedifferanse

Det vil være relevant å se på hvordan styringsrenten⁶ påvirker rentedifferansen. Figur 2 og 3 viser hvordan inn- og utlånsrentene følger hverandre ved normale endringer i styringsrenten (positive renter) slik at rentedifferansen er rimelig konstant over tid. Endrede renter i dette intervallet vil i utgangspunktet ikke påvirke inntjeningen til bankene.

Rentedifferansen i Sverige har for første gang i løpet av de siste 15 årene blitt presset ned til under 2 prosentpoeng. Ved «normale renteendringer» slikt som reduseringen etter finanskrisen i 2008 var rentedifferansen stabil og holdt seg i mellom 2-3 prosentpoeng. Under en «unormal renteredusering» til negativt rentenivå i 2014 har gjennomsnittlig utlånsrente i bankene falt mer enn innskuddsrente som fortsatt holder seg positive. Ved å ikke påtvinge negative innskuddsrenter hos foretak og husholdninger har bankene reduserte rentemarginer på grunn av negativ reporente. Hvis vi sammenligner med rentedifferansen hos bankene i Norge ser vi at endringer i positive sentralbankrenter ikke har påvirket differansen slik som i Sverige.



Figur 2: Rentedifferanse i Norge for husholdninger og foretak (årlig gj.snitt) Kilde: SSB



Figur 3: Rentedifferanse i Sverige for husholdninger og foretak (årlig gj.snitt) Kilde: SCB

⁶Norge: Foliorenten, Sverige: Reporenten

2.3 Styringsrente som pengepolitisk virkemiddel

Norges Bank

Norges Bank benytter styringsrenten som sitt viktigste virkemiddel til å påvirke den økonomiske utviklingen. Styringsrenten er den såkalte foliorenten, som er den renten bankene får på sine innskudd over natten (opp til en viss kvote) i Norges Bank. Denne fastsettes av hovedstyret normalt seks ganger i året og har virkning fra første virkedag etter offentliggjøring av rentebeslutningen. Kvoter på innskudd til foliorentevilkår ble innført i 2011 og bankreserver utover dette får deretter en rente lik foliorenten minus 100 basispunkter. I følge Norges Bank fungerer denne kvoten som et insentiv for at bankene skal unngå å sitte med overskuddsreserver til den lave reserverenten og dermed styrke likviditeten i interbankmarkedet. Styringsrenten danner dermed en rentekorridor på 200 basispunkter med nedre grense lik reserverenten og øvre rente lik D-lånsrenten. Denne korridoren danner et intervall som rentene i det kortsiktige pengemarkedet normalt vil ligge innenfor.

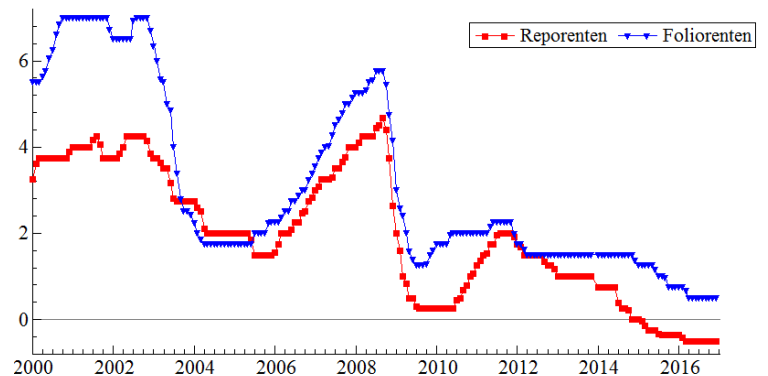
Norge har siden 2001 fastsatt et inflasjonsmål for pengepolitikken på 2,5%. Renten settes med sikt på å stabilisere inflasjonen innen en tidshorison på en til tre år. Inflasjonsstyringen skal være fleksibel slik at variasjon i produksjon og sysselsetting også tillegges vekt (Norges Bank 2004). Effekten av endret styringsrente har ikke en umiddelbar virkning på økonomien som helhet, men fungerer med et tidsetterslep. Den har betydning for den økonomiske utviklingen fordi den har gjennomslag i de kortsiktige pengemarkedsrentene som videre vil påvirke markedsrenter som inn- og utlånsrenter i bankene. Gjennom transmisjonsmekanismen kan man se hvordan endringer i styringsrenten påvirker inflasjonen og produksjonen gjennom flere kanaler (Røysland og Sveen 2006). I tillegg til å fastsette styringsrenten publiserer Norges Bank prognoser for fremtidig styringsrente. Sammen danner dette grunnlaget for markedsaktørens forventninger om sentralbankens fastsettelse om fremtidige renter og økonomisk utvikling (Norges Bank 2012). Pengepolitiske rapporter (tidl. inflasjonsrapporter) blir publisert fire ganger i året.

Sveriges Riksbank

I Sverige benytter den Svenske Riksbanken reporenten som styringsrente. Reporenten har vært Riksbankens styringsrente siden 1994 og er den renten bankene får på sine innskudd eller utlån i Riksbanken for en periode opptil syv dager. Sammen med utlånsrenten og innskuddsrenten som normalt ligger +/- 75 basispunkter over og under reporenten danner riksbankrentene en korridor som døgnrenten i pengemarkedet vil holde seg innenfor (Sveriges Riksbank). Fransson og Tyskling (2016) viser hvordan de fleste renter i Sverige følger reporenten gjennom å styre de kortsiktige pengemarkedsrentene som videre gjennom transmisjonsmekanismen påvirker renter på utlån og innskudd for husholdninger og foretak.

Sverige har siden 1993 hatt et inflasjonsmål på 2% hvor en relativ lang periode med stabil vekst kombinert med lav inflasjon førte til lavere reporente enn perioden før inflasjonsmål (Ingves 2015). Etter finanskrisen i 2008 fulgte Riksbanken som med mange andre sentralbanker en lav styringsrente grunnet svakere aktivitetsnivå og inflasjon. Riksbanken økte reporenten til 2% i 2010-2011 i en periode hvor økonomien hentet seg inn men begynte

en rekke kutt mot slutten av 2011 når den økonomiske utsikten til euroområdet og svensk inflasjon var svake. Siden februar 2015 har reporenten vært negativ og sentralbanken har begynt ytterligere ekspansive tiltak som kjøp av statsobligasjoner.



Figur 4: Styringsrente og Reporente (mnd gj.snitt)

Danmarks Nasjonalbank

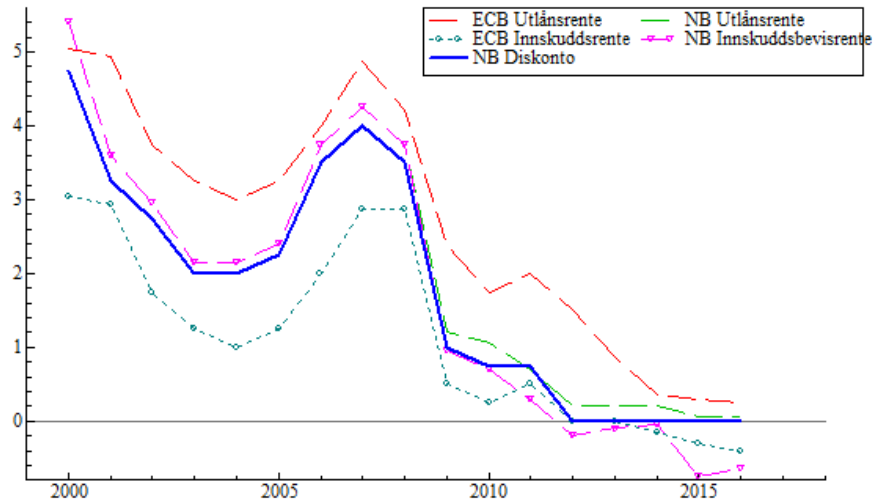
Dansk pengepolitikk skiller seg i fra Norge og Sverige ved at de benytter en fastkurspolitikk mot euro i stedet for eksplisitt inflasjonsmål. Fastkurspolitikken innebærer at Nasjonalbankens⁷ utlånsrente følger den europeiske (ECB) utlånsrente. Dersom det er tendenser til appresiering eller depresiering av dansk krone ovenfor euro vil sentralbanken utføre renteendringer (Danmarks Nationalbank 2009).

De pengepolitiske rentene består av diskontorenten, foliorenten, utlånsrenten og innskuddsbevisrenten, der diskontorenten⁸ benyttes som styringsrente og signaliserer det overordnede rentenivået. Innskudd- og utlånsrenten endres hyppigere enn diskontoen og har en direkte effekt på rentene i pengemarkedet der banker og kredittforetak låner til hverandre. I perioder med kortvarig valutauro vil utlånsrenten endres men diskontoen holdes uendret. Dermed påvirkes rentene på pengemarkedet i mens bankene sin utlånsrente til husholdninger og foretak blir til en viss grad skjermet. Banker og kredittforetak endrer kun deres utlånsrente dersom de forventer en permanent endring i rentenivået, slike permanente renteendringer signaliseres med endring i diskontoen. Renten fastsettes av retningen sentralbanken ønsker å følge og de benytter ikke faste rentemøter som Norge og Sverige, men kan endre renten på hvilket som helst tidspunkt. Implementering av ny rente skjer første virkedag etter annonsert renteendring.

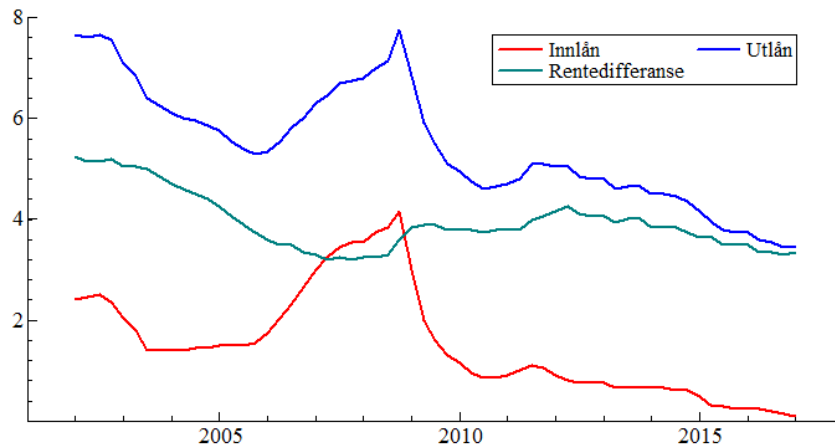
Vi kan se fra Figur 5 hvordan de europeiske rentene (ECB) og de danske rentene (NB) følger hverandre. Både de danske og europeiske innskuddsrentene har vært negative fra midten av 2014 og den danske styringsrenten har vært på nullnivå siden 2012.

⁷“Oversatt til norsk i fra”Danmarks Nationalbank“

⁸Diskontorenten var lik foliorenten inntil 29.09.2009



Figur 5: Danske og europeiske nøkkelrenter (årlig gj.snitt)



Figur 6: Rentedifferanse i Danmark for husholdninger og foretak (årlig gj.snitt) Kilde: DST

De danske bankenes rentedifferanse for husholdninger og ikke-finansielle foretak har holdt seg relativt stabil over de siste årene gitt negative sentralbankrenter. Dette kan skyldes at diskontorenten har holdt seg stabilt på nullnivå og skjærmer til en viss grad rentedifferansen.

Pengemarkedet: Sertifikat- og Interbankmarkedet

Med pengemarkedet menes et marked der aktører kan plassere og låne penger på kortsikt (inntil ett år). Dette markedet består av flere ulike lånemarkeder, der markedet for sertifikater utgjør den mest aktive delen av pengemarkedet. Både banker og ikke-finansielle foretak kan ta opp kortsiktige lån. Det amerikanske sertifikatmarkedet er det største, hvor i blant de nordiske bankene også utsteder banksertifikater. Når en nordisk bank utsteder sertifikater er det for å finansiere sine aktiva (utlån og plasseringer). En ikke-amerikansk bank vil kunne dra nytte av billigere finansiering ved lavere rente enn i hjemlandet.

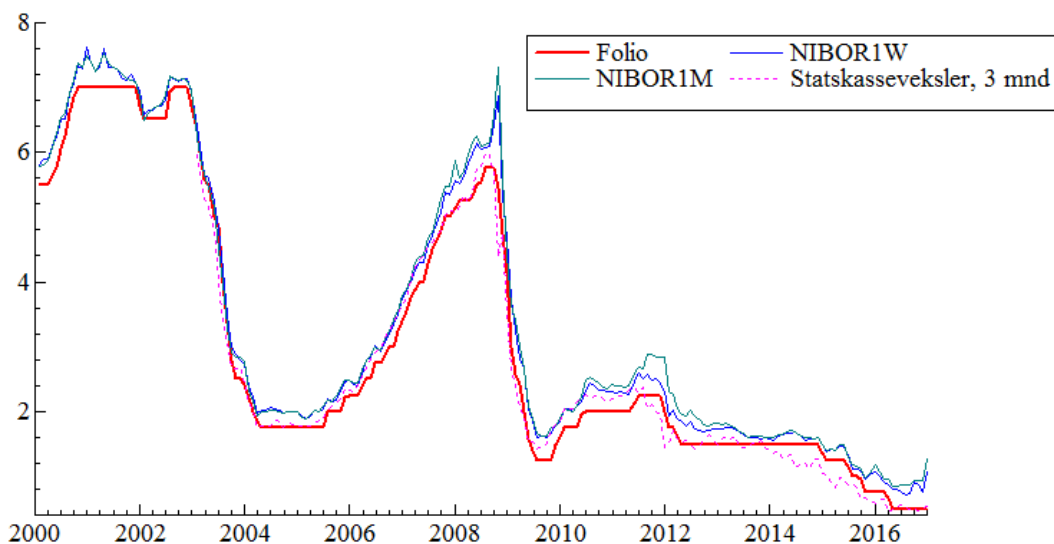
Interbankmarkedet er markedet for lån mellom bankene. Dette kan gjøres med sikkerhet (repo) eller usikret. I en repotransaksjon vil utlåner motta sikkerhet i form av verdipapir som kan overtas dersom låntaker misligholder lånet. Den usikre delen av interbankmarkedet kommer til uttrykk i referanserenten⁹. Renter på usikre lån mellom banker kalles referanserenten fordi den spiller en viktig rolle for andre finansielle priser. Bankene benytter denne i tillegg til et påslag til å bestemme utlånsrentene. Som nevnt tidligere kommer finansieringen hovedsakelig fra sertifikatmarkedet. Derfor er interbankmarkedet noe bankene benytter for likviditetsstyring. Ved å låne penger kortsiktig for å dekke sine kortsiktige likviditetsbehov fungerer interbankmarkedet som en finansiell sikkerhet.

Interbankrenten beregnes som et gjennomsnitt av renter som panel-bankene leverer for de ulike løpetidene. Anslaget settes ut i fra forventet styringsrente og en risikopremie. Dette følger av at styringsrenten bestemmer døgnrenten i interbankmarkedet. Dersom en bank ønsker å låne penger i en måned kan den i prinsippet låne til enmånedsrenten eller rullere et overnatsslån hver dag i en måned. Fravær av arbitrasje vil føre til at lånekostnaden må være lik, forutsatt fraværet av risikopremier. På grunn av dette vil den forventede styringsrenten være avgjørende faktor i normale tider, i mens risikopåslaget vil øke i urolige tider.

⁹Norge: NIBOR, Sverige: STIBOR, Danmark: CIBOR, Storbritannia: LIBOR, Euro: EURIBOR

NIBOR

Nibor¹⁰ skal reflektere de renter bankene krever for utlån i norske kroner til en ledende bank som er aktiv i det norske penge- og valutamarked (Finans Norge). Nibor skiller seg i fra tilsvarende interbankrenter i andre land som benytter spørreundersøkelser fra panelbankene for hvilken rente de krever på usikre lån med ulike løpetider. Nibor er en såkalt valutaswaprente som er avledet fra renten på tilsvarende lån i amerikanske dollar pluss rentedifferansen mellom kroner og dollar. De kortsiktige pengemarkedsrentene følger styringsrenten tett med et risikopåslag. Vi ser at differansen mellom styringsrente og rentene er større i urolige tider som finanskrisen i 2008.

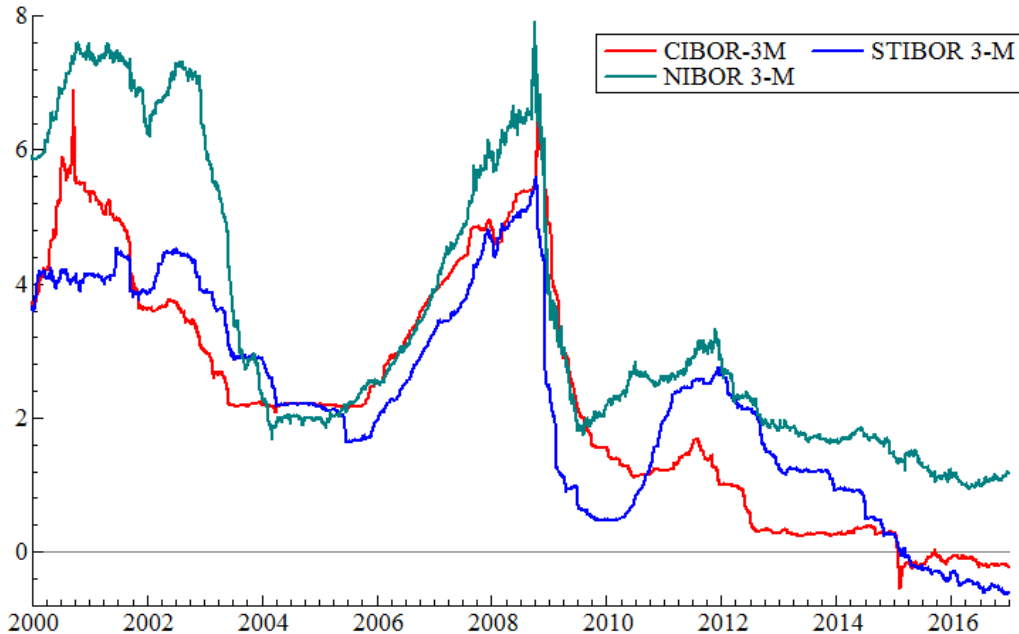


Figur 7: *Folio og kortsiktige renter (Kilde: Norges Bank)*

Vi ser hvordan kortsiktig statsrente også følger styringsrenten tett. Ved å bruke styringsrenten kan Norges Bank styre de kortsiktige rentene samt gi prognoser for hva fremtidige kortsiktige renter kan være i fremtiden. Ved å benytte de to virkemiddele kan Norges Bank påvirke andre renter i økonomien som inn- og utlånsrenter i bankene. Banker og andre aktører kan plassere penger i ulike aktiva som statspapirer, selskapsobligasjoner og andre verdipapir. I henhold til forventningshypotesen må renten og avkastningen på disse også reduseres dersom de kortsiktige rentene reduseres. Dette gjelder også langsiktige renter, hvor den risikojusterte avkastningen på et aktivum med løpetid på ett år, skal være lik risikojustert avkastning

¹⁰Norwegian Interbank Offered Rate

på et aktivum med 3 måneder løpetid som er reinvestert hver 3. måned over ett år. Ved å styre de kortsiktige pengemarkedsrentene samt signalisere fremtidige pengemarkedsrenter kan sentralbanken til en viss grad, styre de fleste nominelle renter i økonomien.



Figur 8: Nordiske interbankrenter, 3mnd. (Kilde: Macrobonds)

Figur 8 illustrerer hvordan de nordiske interbankrentene Nibor, Stibor og Cibor har beveget seg over de siste 17 år. Den danske interbankrenten Cibor har holdt seg rundt nullgrensen og vært stabil rundt -0,2 prosent som følge av negative sentralbankrenter som i Sverige. Som nevnt tidligere er dette et resultat av fastkurspolitikken der Cibor som en kortsiktig pengemarkedsrente vil følge Nasjonalbankens kortsiktige renter slik at Nasjonalbanken kan påvirke den danske kronekursen gjennom penge- og valutamarkedet. Samtidig har ikke den negative danske interbankrenten påvirket rentedifferansen til bankene slik vi observerer i Sverige.

I Sverige observerer vi både negativ styring- og pengemarkedsrenter, som ser ut til å ha hatt en større effekt på rentedifferansen til bankene enn i Norge og Danmark.

Hvordan reagerer markedsaktører på ny informasjon fra Sentralbanken?

Aktører har ikke full innsikt i hvordan sentralbanken vurderer den økonomiske situasjonen eller hvordan de vil reagere på ny informasjon. Renteforventningene til markedet vil også bli påvirket av faktiske rentebeslutninger og av sentralbankens kommunikasjon av den pengepolitiske strategien fremover. Eeg (2007) benytter data i fra 2001 til 2007 og ser på hvordan økonomiske nyheter og nøkkeltall påvirker pengemarkedsrentene i økonomien. Han konkluderer med at Norges Banks rentebeslutninger påvirker de kortsiktige rentene med løpetid inntil ett år. I tillegg til dette har kommunikasjonen fra sentralbanken en signifikant effekt på rentene med løpetid opptil fem år. Videre kommer han frem til at det er de overraskende rentebeslutningene som har størst innvirkning på renteendringene. I tillegg vil økonomisk informasjon og nøkkeltall være sentrale indikatorer for å vurdere framtidsutsiktene. Dette fører til at både sentralbanken og markedsaktører vil følge tett på den makroøkonomiske utviklingen. Dersom ny informasjon endrer disse utsiktene vil dette påvirke renteforventningene.

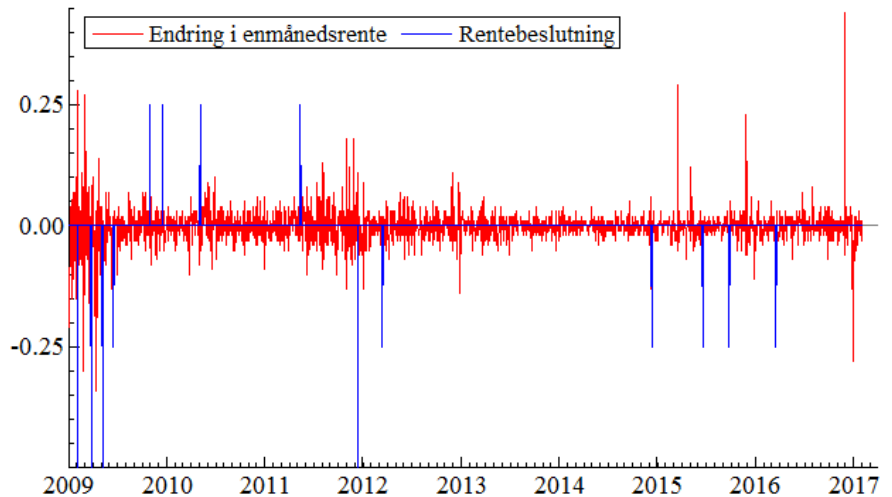
Pengepolitisk utvikling: Åpenhet og forutsigbarhet

Den pengepolitiske utviklingen har fulgt en internasjonal trend om å gjøre pengepolitikken mer forutsigbar. Det er blitt standard praksis å anvende «gradualisme» for å redusere usikkerheten ved renteendring for å unngå å destabilisere finansmarkedene (Bernanke 2004). Dette betyr at dersom renta skal opp vil dette gjøres gradvis over flere rentebeslutninger med en standard på 0,25 prosentpoeng. Effekten av dette er redusert volatilitet til de kortsiktige rentene og at sentralbankens rentebeslutninger vil som oftest bli satt som forventet av markedsaktørene. Markedet mottar betydelig mer informasjon om sentralbankens pengepolitiske strategi i dag enn de tidligere årene med inflasjonsstyring. I tillegg har markedsaktørene i løpet av perioden fått større kunnskap om sentralbankens reaksjonsmønster. Eeg (2007) benytter data for enmånedsrenten første timen etter offentliggjøring av rentebeslutningen. Fra 2004 har det vært små utslag i de kortsiktige pengemarkedsrentene sammenliknet med perioden før og beslutningene har med få unntak vært som forventet i markedet. Ved å se på oppdaterte tall for perioden 2009-2017 i Figur 9 ser vi en liknende trend i volatiliteten til enmånedsrenten hvor det er små eller ingen utslag ved rentebeslutningene.

Forventede- versus uforventede renteendringer

Prising av finansielle aktiva er framoverskuende slik at forventede renteendringer ikke vil ha noe utslag i priser som allerede inneholder denne informasjonen. Dersom en endring i styringsrenten skal gi en kursendring i en aksje krever dette at renteendringen reflekterer ny informasjon. Dette betyr at kun uforventede renteendringer skal ha en effekt på aksjepriser da forventede renteendringer allerede vil være reflektert i prisen. Norges Banks rentebeslutninger har vært betydelig mer forutsigbare enn de tidligere årene med inflasjonsstyring. Dette gjør det mer krevende å analysere effekten av pengepolitiske virkemidler på økonomien enn andre forklaringsvariabler.

Romer og Romer (2004) måler pengepolitiske sjokk på realøkonomiske variabler og påpeker at tidligere modeller inneholder flere feil som endogenitet. Det vil si at renteendringer normalt kommer som en reaksjon på den økonomiske utviklingen og er derfor endogen i forhold til andre økonomiske variabler. Dette fører til at de ikke kan brukes som eksogene forklaringsvariabler. Derimot vil det være noen renteendringer som er uforventede, og det er disse som defineres som pengepolitiske sjokk.



Figur 9: Rentebeslutninger og endring i enmånedsrenten samme dag (2009-2017)

Dersom vi skal skille mellom forventede og uforventede renteendringer (events) vil jeg se på to metoder. Den første er en markedsbasert konsensusundersøkelse. Denne samler inn data for renteforventninger hos ulike markedsanalytikere noen dager i forkant av rentebeslutningen og sammenlikner denne med faktisk rentebeslutning. For eksempel har Bloomberg samlet inn konsensusforventninger for Norges Bank siden 2003.

Den andre metoden er prising av finansielle derivater. Med dette menes finansielle instrumenter som benytter styringsrente som underliggende aktivum eller som en relevant faktor i prisberegningen. Prising av disse vil inneholde en forventning om hva styringsrenten er og kan analyseres i forkant og på dagen av rentebeslutningen. Store svingninger i priser kan tyde på at rentebeslutningen reflekterer ny informasjon og settes dermed ikke som forventet. Fordelen ved å bruke denne metoden kontra konsensusundersøkelser er at prisene oppdateres kontinuerlig frem til rentebeslutningen, i mens konsensusundersøkelser blir utført en stund før beslutningen slik at eventuelt ny informasjon i umiddelbar nærhet ikke vil være reflektert i konsensusestimater.

Kuttner (2001) benytter forwardkontrakter for den amerikanske policy-renten for å måle forventninger om fremtidig rente. I Sverige finnes det tilsvarende Riksbank futures (RIBA futures) som er forwardkontrakter med reporenten som underliggende. Fransson og Tysklind (2016) påpeker potensielle problemer ved å benytte denne i Sverige da de har kun eksistert siden 2009 og har for lang løpetid per kontrakt for å analysere en enkelt begivenhet (løpetid på 3 måneder vil overlappe flere rentebeslutninger). De benytter derfor STINA-kontrakter i sin analyse. STINA er en «Overnight Index Swap» (OIS) med ulike løpetider som benytter døgnlånsrenten Stibor T/N¹¹ som underliggende. De argumenterer med at selv om ikke Stibor reflekterer direkte forventninger om reporenten siden den kan inneholde en risikopremie, så viser de hvordan rentene følger hverandre. De benytter en Stina-kontrakt med løpetid på en måned for å måle forventninger om reporenten før rentebeslutningen. De konkluderer med at reporenten blir som oftest satt som forventet med noen få unntak.

I Norge eksisterer det hverken sentralbank futures eller OIS. Eeg (2007) ser derfor på utslag i kortsiktige pengemarkedsrenter under første timen etter hendelsen. Han argumenterer for at den reduserte volatiliteten i rentemarkedene er en effekt av utviklingen mot større åpenhet i pengepolitikken.

¹¹Tomorrow/Next: ett-døgns forward overnattrente

3 Metode

I dette avsnittet presenteres metoden. Jeg vil benytte en regresjonsbasert eventstudie i tillegg til en klassisk eventstudie.

Eventstudie

En eventstudie er en empirisk metode som måler effekten av ny informasjon på prisen til et aktiva. I dette tilfellet hvordan en spesifikk begivenhet påvirker markedsprisen på selskapets aksjer. Formålet er å undersøke prisreaksjonen på et utvalg aksjer i perioden før, under og etter annonseringen av en spesiell begivenhet. En slik begivenhet kan være av bedriftsspesifikk natur (aksjesplitt, oppkjøp, endring i dividende), eller de kan være en makroøkonomisk policy som offentlige reguleringer eller pengepolitikk som påvirker flere industrier samtidig.

I litteraturen eksisterer det et mangfold av eventstudie metoder i henhold til tema, problemstilling og teknikker. Selv om den spesifikke teknikken endres så er fortsatt strukturen ved å utføre en eventstudie den samme:

1. *Definere hendelsen.* For eksempel, i denne studien ser vi på endringer i sentralbankens styringsrente.
2. *Modellere prisreaksjonen på aksje.* Generelt involverer dette en modell basert på forventet avkastning som er betinget på hendelsen.
3. *Estimere unormalavkastning.* Dette steget inkluderer beregningen av residualene fra en estimert modell av aksjeprisen.
4. *Organisere og gruppere unormalavkastning.* Residualene kan analyseres separat, men det vanlige er å aggregere de over tid (kumulativ unormalavkastning).
5. *Analysere resultatene.* Det endelige steget vil være å analysere resultatene med statistisk inferens.

Jeg vil presentere fremgangsmåten og modellen for å utføre en klassisk eventstudie basert

på Mackinlay (1997), Bowman (1983) samt Kothari og Warner (2007). I tillegg utføres en regresjonsbasert eventstudie ved å estimere en multivariat regresjonsmodell (MVRM) (Binder 1985).

3.1 Den klassiske eventstudien

Definere hendelsen

Det første en må gjøre er å definere hendelsen og hvilken periode aksjeprisene skal analyseres, et såkalt eventvindu. Et eksempel vil være dersom vi skal analysere effekten av endret styringsrente på et utvalg aksjer ved å benytte daglige observasjoner vil hendelsen være dagen renteendringen implementeres og eventvinduet vil inkludere denne hendelsesdagen. Det er vanlig å definere eventvinduet til å inkludere dager før og etter hendelsen for å analysere hele perioden som omfavner begivenheten, dette for å fange opp effekter som lekkasjer på forhånd av hendelsen og eventuelle vedvarende effekter i perioden etter. Videre er det nødvendig å sette seleksjonskriterier for selskapene som skal analyseres. Dette kan være restriksjoner basert på karakteristikker som industri, størrelse og markedsverdi.

Modellere prisreaksjonen

For å estimere effekten av begivenheten trenger vi en beregning av abnormalavkastning (unormalavkastning). Unormalavkastning er den realiserte avkastningen fratrukket normalavkastning over eventvinduet. Normalavkastning er definert som den forventede avkastningen som er betinget på at hendelsen ikke inntreffer. For selskap i og event-tid τ er unormalavkastning definert som:

$$AR_{i\tau} = R_{i\tau} - E[R_{i\tau}|X_\tau] \quad (3.1)$$

Der $AR_{i\tau}$, $R_{i\tau}$, og $E[R_{i\tau}|X_\tau]$ er hhv. unormal-, realisert, og normalavkastning for periode τ . X_τ er informasjonsgrunlaget for normalavkastningen.

Det er hovedsakelig to statistiske metoder for å modellere normalavkastning. “The Constant Mean Return Model” (CRM) som antar at avkastningen til et gitt aktiva er konstant over tid, der X_τ er en konstant. Den andre er “The Market Model” (Markedsmodellen) som tilsier

en linear sammenheng mellom markedsavkastningen og aksjeavkastningen for et gitt selskap. Begge modeller antar et normalfordelt “hvit støy” feilledd med forventningsverdi lik null, konstant varians og fravær av seriekorrelasjon.

Constant Return Model:

$$R_{it} = \mu_{it} + \theta_{it} \quad (3.2)$$

R_{it} : Avkastning for aksje i på periode t

μ_i : Gjennomsnittlig avkastning for aksje i

$$E[\theta_{it}] = 0, \quad E[\theta_t, \theta_{ij}] = 0 \quad \forall t \neq j, \quad Var[\theta_{it}] = \sigma_{\theta_i}^2$$

Market Model:

$$R_{it} = \alpha_i + \beta_{it}R_{mt} + \epsilon_{it} \quad (3.3)$$

R_{it}, R_{mt} hhv. avkastning for aksje i og markedsporteføljen på periode t

$$E[\epsilon_{it}] = 0, \quad Var[\epsilon_{it}] = \sigma_{\epsilon_i}^2, \quad E[\epsilon_{it}, \epsilon_{jt}] = 0 \quad \forall i \neq j$$

$\alpha_i, \beta_i, \sigma_{\epsilon_i}^2$: Parametere i fra markedsmodellen.

CRM blir ofte benyttet for sin enkle form, og kan ved flere studier vise til tilnærmede resultater som ved mer sofistikerte modeller. Markedsmodellen representerer dog en forbedring ved å modellere aksjeavkastningen kontrollert for markedssvingninger på samme dag. Ved å kontrollere for variasjonen i avkastning som kommer fra svingninger i markedet vil dette øke muligheten for å fange opp effekten av selveste begivenheten. Jo høyere R^2 vi har fra regresjonen av markedsmodellen, jo større er reduksjonen i variansen til unormalavkastning.

Markedsmodellen er konsistent med Kapitalverdimodellen (CAPM) som en en-faktormodell, og vil derfor benytte den som modell for normalavkastning. Vil gjøre oppmerksom på at markedsmodellen er en statistisk modell og ikke en økonomisk modell som CAPM, hvor sistnevnte har et sett med forutsetninger og inkluderer restriksjoner på markedsmodellen. Bruken av Kapitalverdimodellen ble ofte anvendt på tidligere eventstudier, men grunnet empiriske avvik fra forutsetningene ble anvendelse av denne mindre brukt i nyere tider (Fama og French 1996).

Estimere unormalavkastning

Vil i dette avsnittet utlede metoden for å måle og analysere unormalavkastning (AR). Vi benytter markedsmodellen som normalavkastningsmodell. Tilsvarende metode er identisk ved bruk av CRM.

Notasjon:

τ : Event tid

$\tau = 0$: Event dato (Hendelsestidspunkt)

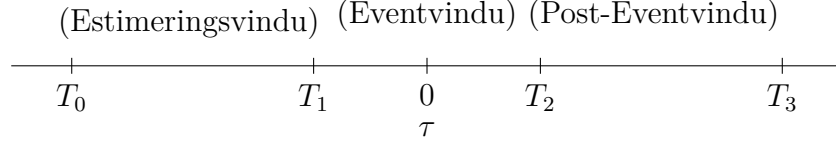
$\tau = T_1$ til $\tau = T_2$: Eventvindu

$L_1 = T_1 - T_0$: Estimeringsvindu

$L_2 = T_2 - T_1$: Eventvindu (Lengde)

$\tau = T_2 + 1$ til $\tau = T_3$: Post-Eventvindu med lengde $L_3 = T_3 - T_2$

Figur 10: *Tidslinje for en eventstudie*



Estimeringsvinduet benyttes for å estimere parameterne for normalavkastning. Denne skal ikke overlappe med eventvinduet slik at estimering av normalavkastning ikke påvirkes av avkastningen rundt selveste begivenheten. Metoden er bygget på innvirkning av unormalavkastning og det vil derfor være kritisk om normalavkastning fanger opp denne effekten.

Estimering av markedsmodellen

Benytter Minste Kvadraters Metode (OLS) for estimering av markedsmodellen. Under de generelle forutsetningene for OLS vil parameterne i markedsmodellen være konsistente. I tillegg til antakelsene om restleddet gitt ved Likning 3.3 vil OLS estimatene være forventningsrett. For selskap i i event tid, vil OLS estimatører for parameterne i markedsmodellen være gitt ved:

$$\hat{\beta}_i = \frac{\sum_{\tau=T_0+1}^{T_1} (R_{i\tau} - \hat{\mu}_i)(R_{m\tau} - \hat{\mu}_m)}{\sum_{\tau=T_0+1}^{T_1} (R_{m\tau} - \hat{\mu}_m)^2} \quad (3.4)$$

$$\hat{\alpha} = \hat{\mu}_i - \hat{\beta}_i \hat{\mu}_m \quad (3.5)$$

$$\hat{\sigma}_{\epsilon_i}^2 = \frac{1}{L_1 - 2} \sum_{\tau=T_0+1}^{T_1} (R_{i\tau} - \hat{\alpha}_i - \hat{\beta}_i R_{m\tau})^2 \quad (3.6)$$

Hvor: $\hat{\mu}_i = \frac{1}{L_1} \sum_{\tau=T_0+1}^{T_1} R_{i\tau}$, $\hat{\mu}_m = \frac{1}{L_1} \sum_{\tau=T_0+1}^{T_1} R_{m\tau}$

$R_{i\tau}$, $R_{m\tau}$: Avkastning til hhv. aksje i og markedsporteføljen i event tid τ

Asymptotiske egenskaper for unormalavkastning

Gitt estimatene for markedsmodellen kan vi måle og analysere unormalavkastning (AR). La $A\hat{R}_{i\tau}$ for alle $\tau = T_1 + 1, \dots, T_2$, være unormalavkastning for selskap i for L_2 antall observasjoner. Ved å bruke markedsmodellen til å beregne normalavkastning vil utvalgets unormalavkastning være gitt ved:

$$A\hat{R}_{i\tau} = R_{i\tau} - (\hat{\alpha}_i + \hat{\beta}_{it}R_{mt}) \quad (3.7)$$

Utvalgets AR i eventvinduet er målt som residualene til markedsmodellen beregnet på en «out of sample» basis, altså ved å benytte de estimerte parametere fra estimeringsvinduet for beregning av residualer i eventvinduet. Siden forventningsverdien til residualene er null, vil et avvik fra null være unormalavkastning.

Under nullhypotesen er unormalavkastning gitt eventvinduet markedsavkastning være felles normalfordelt med forventningsverdi lik null og konstant varians lik $\sigma^2(A\hat{R}_{i\tau})$, der:

$$\sigma^2(A\hat{R}_{i\tau}) = \sigma_{\epsilon_i}^2 + \frac{1}{L_1} \left[1 + \frac{(R_{m\tau} - \hat{\mu}_m)^2}{\hat{\sigma}_m^2} \right] \quad (3.8)$$

Fra (3.8) ser vi hvordan variansen til AR er inndelt i to komponenter. Den første er variansen til restleddet $\sigma_{\epsilon_i}^2$ fra (3.3), og den andre er en tilleggskomponent til variansen for å rette opp for estimeringsfeil i α_i og β_i . Denne estimeringsfeilen som er felles for alle observasjonene i L_2 leder til seriekorrelerte residualer. Fra (3.8) ser vi at når L_1 går mot uendelig vil tilleggskomponenten gå mot null og variansen til AR vil være lik $\sigma_{\epsilon_i}^2$, slik at residualene er uavhengige over tid. Dette betyr at så lenge estimeringsvinduet er tilstrekkelig stort er det rimelig å anta at tilleggskomponenten forsvinner og $\sigma_{\epsilon_i}^2$ er en forventningsrett estimator for $\sigma^2(A\hat{R}_{i\tau})$.

Under nullhypotesen, H_0 om at begivenheten har ingen effekt på avkastningen kan vi utføre statistisk inferens over en periode innen eventvinduet. Under H_0 er fordelingen til unormalav-

kastning i eventvinduet:

$$\hat{AR}_{i\tau} \sim N(0, \sigma^2(\hat{AR}_{i\tau})) \quad (3.9)$$

Organisere og gruppere unormalavkastning

Videre må vi aggregere AR før vi kan gjøre generelle slutninger om begivenheten. Det aggregeres både over tid og på tvers av alle aktiva. Vi begynner med å aggregere AR over tidsdimensjonen, det vil si å måle kumulativ unormalavkastning (CAR) for hvert enkelt aktiva. Dette er nødvendig når vi skal analysere AR over hele perioden rundt hendelsen. Vi får dermed at:

$$C\hat{AR}_i(\tau_1, \tau_2) = \sum_{\tau=\tau_1}^{\tau_2} \hat{AR}_{i\tau} \quad (3.10)$$

Der $C\hat{AR}_i(\tau_1, \tau_2)$ er utvalgets CAR fra τ_1 til τ_2 i eventvinduet. $T_1 < \tau_1 \leq \tau_2 \leq T_2$

Dette er summen av AR fra τ_1 til τ_2 .

Når L_1 blir tilstrekkelig stor kan vi skrive variansen til $C\hat{AR}_i$ som:

$$\sigma_i^2(\tau_1, \tau_2) = (\tau_2 - \tau_1 + 1)\sigma_{\epsilon_i}^2 \quad (3.11)$$

I følge MacKinlay (1997) kan denne variansen benyttes for fornuftige verdier på L_1 .

Fordelingen til CAR blir derfor:

$$C\hat{A}R_i(\tau_1, \tau_2) \sim N(0, \sigma_i^2(\tau_1, \tau_2)) \quad (3.12)$$

Gitt fordelingen til både AR og CAR kan statistisk inferens for hvert enkelt aktiva utføres. Men tester utført med kun en begivenhet vil være lite robust. Derfor aggregeres også CAR på tvers av flere aktiva med tilsvarende events. Ved å gjøre dette ser vi hvordan CAR i gjennomsnitt reagerer på spesifikke begivenheter. Vi aggregerer på tvers av eventvinduet for alle begivenhetene som er inkludert i analysen. En kritisk forutsetning for dette er fraværet av clustering i data, altså fravær av overlapping av eventvinduene for de inkluderte aktiva. Dette vil være et problem med en makrobegivenhet som påvirker flere selskaper simultant da AR vil være korrelerte over tverrsnittet og ikke uavhengig som metoden forutsetter. Jeg vil komme tilbake til hvordan jeg løser problemet med clustering, men for nå fortsetter jeg med å forklare fremgangsmåten med fravær av clustering.

Gitt at vi har N aktiva som opplever N begivenheter med estimert CAR_τ for hvert enkelt aktiva, kan CAR aggregeres på tvers ved å regne ut gjennomsnittlig kumulativ unormalavkastning (CAAR) fra τ_1 til τ_2 .

$$CAAR(\tau_1, \tau_2) = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N C\hat{A}R_i(\tau_1, \tau_2) \quad (3.13)$$

Alternativt kan en benytte estimert unormalavkastning ($A\hat{R}_{i\tau}$) for hvert aktivum, regne ut gjennomsnittlig unormalavkastning (AAR) på tvers av begivenhetene og aggregere denne over tid.

$$AAR_\tau = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N A\hat{R}_{i\tau}$$

$$Var(AAR_\tau) = \frac{1}{N^2} \sum_{i=1}^N \sigma_{\epsilon_i}^2$$

Ved å anta at det ikke eksisterer clustering i datasettet, altså fravær av overlapping av

eventvindu settes kovariansleddene til null og vi kan skrive variansen som:

$$Var(CAAR(\tau_1, \tau_2)) = \frac{1}{N^2} \sum_{i=1}^N \sigma_i^2(\tau_1, \tau_2) \quad (3.14)$$

For å estimere $\sigma_i^2(\tau_1, \tau_2)$ benyttes $\hat{\sigma}_{\epsilon_i}^2$ fra estimering av markedsmodellen.

Analysere resultatene

Kan nå utføre statistisk inferens for CAAR:

$$CAAR(\tau_1, \tau_2) \sim N [0, Var(CAAR(\tau_1, \tau_2))] \quad (3.15)$$

For å teste nullhypotesen om at CAAR i eventvinduet er forskjellig fra null beregner vi testobservatoren:

$$t = \frac{CAAR(\tau_1, \tau_2)}{Var(CAAR(\tau_1, \tau_2))^{\frac{1}{2}}} \sim N(0, 1) \quad (3.16)$$

I denne oppgaven får vi følgende hypotese for den klassiske eventstudien:

H_0 : Det er ingen signifikant effekt av annonsert endring i styringsrente på bankaksjer.

H_a : Det er en signifikant effekt av annonsert endring i styringsrente på bankaksjer.

Clustering

Bernard (1987) diskuterer noen av problemene med clustering, hovedpoenget er brudd på antakelsen om uavhengige restledd. Dersom unormalavkastning fra en eller flere av de aktiva som analyseres er korrelerte over tverrsnittet eksisterer det clustering i datasettet. Dette er et vanlig problem i eventstudier som kan lede til feil forkastelse av nullhypotesen. For eksempel i dette tilfellet har vi et utvalg av nordiske bankaksjekurser som aggregeres på tvers før vi utfører hypotesetestingen. Både $CAAR$ og $Var(CAAR)$ er beregnet ut i fra de individuelle variansene fra estimering av markedsmodellen for hver enkelt begivenhet for hvert selskap. Dersom det eksisterer korrelasjon mellom disse vil $Var(CAAR)$ underestimeres. Dette vil være tilfellet når flere av selskapene som analyseres beregnet fra samme begivenhet¹² slik at eventvinduene overlapper, og fører til noe MacKinlay (1997) definerer som “total clustering”. Fra beregning av (3.14) forutsettes det fravær av kovariasjon. Dersom dette eksisterer fører dette til en underestimering av variansen, slik at standardavviket i (3.16) underestimeres og kan føre til feil forkastelse av nullhypotesen (Et såkalt «upward bias» av testobservatoren).

En enkel og velbrukt løsning for å ta høyde for dette er porteføljemetoden som ble først utført av Jaffe (1974). Ved å aggregere de aktiva dette gjelder i en lik-vektet portefølje og benytte den klassiske fremgangsmåten men for porteføljer i stedet for hvert enkelt selskap. Jeg inndeler derfor bankaksjene i porteføljer basert på land. Deretter beregnes AR , CAR for porteføljene for hver begivenhet før de analyseres på tvers av alle land og alle begivenheter tilsvarende fremgangsmåten over. Det blir dermed tatt høyde for korrelasjon i tverrsnittet fordi variasjonen i porteføljeavkastningen over tid inkorporerer den potensielle kovariasjonen som eksisterer mellom hver enkelt aktiva som inngår i porteføljen. Variansen til porteføljene som benyttes videre til å beregne $Var(CAAR)$ vil ikke lengre være underestimert.

Porteføljemetoden er en tilstrekkelig metode for å utføre generelle slutninger for effekten av en begivenhet på et utvalg av porteføljer. Den er ofte anvedt for å analysere effekten av en begivenhet på en industri og lar oss benytte den klassiske metoden. Svakheten med denne metoden er dersom begivenheten i seg selv forårsaker økt usikkerhet hos selskapene som analyseres. Den klassiske eventstudien estimerer som sagt AR og $Var(AR)$ på en “out

¹²Renteendring i norsk styringsrente på gitt dato påvirker alle de norske aksjene i analysen simultant.

of sample” basis, det vil si at residualene er prediksjonsfeil i eventvinduet fra å benytte markedsmodellen som prediksjonmodell. Dersom den sanne variansen øker¹³ i eventvinduet vil $Var(AR)$ igjen underestimeres.

3.2 Regresjonsbasert metode

For å styrke testresultatene i oppgaven velger jeg å benytte en multivariat regresjonsbasert eventstudie i tillegg til den klassiske. Regresjonsbasert eventstudier ble først introdusert av Izan (1980) for å estimere effekten av statlige reguleringer på avkastningen til porteføljer av bankaksjer som opplevde en simultan begivenhet.

$$R_{pt} = \alpha_p + \beta_p R_{mt} + \gamma_i D_t + u_{pt} \quad (3.17)$$

$$D_t = \begin{cases} 1, & \forall t = (\tau_1, \dots, \tau_2) \\ 0, & \text{ellers} \end{cases} \quad (3.18)$$

Likning (3.17) inneholder en dummy variabel D_t lik 1 for hver observasjon i eventvinduet, γ er estimat for unormalavkastning som følge av begivenheten. Hypoteser om γ kan utføres med standard t-test så lenge forutsetninger for OLS er tilfredstilt. Hovedforskjellen med en regresjonsbasert eventstudie er at vi nå estimerer AR ved å bruke en dummyvariabel istedet for prediksjonsfeil. Vi unngår altså “out of sample” estimater. Denne type estimering undersøker effekten av hver begivenhet alene og vi unngår aggregering på tvers. Jeg benytter fremgangsmåten til Binder (1985) ved å disaggregere (3.17) og estimere et system av likninger i en multivariat regresjonsmodell (MVRM). Systemet inneholder en likning for hvert enkelt aktiva som opplever begivenheten på samme tid. Når g aktiva i systemet har identisk forklaringsvariabel får vi følgende system som estimeres:

¹³Brudd på OLS forutsetning om homoskedastisitet

$$\begin{aligned}
R_{1t} &= \alpha_1 + \beta_1 R_{mt} + \gamma_1 D_t + u_{1t} \\
R_{2t} &= \alpha_2 + \beta_2 R_{mt} + \gamma_2 D_t + u_{2t} \\
&\vdots \\
R_{gt} &= \alpha_g + \beta_g R_{mt} + \gamma_g D_t + u_{gt}
\end{aligned} \tag{3.19}$$

Som tidligere er: R_{it}, R_{mt} hhv. daglig avkastning for aksje i og markedsporteføljen på tid t . u_{it} er et stokastisk restledd som er iid¹⁴. $t = 1, \dots, T$

Estimering av (3.19) er en anvendelse av en klassisk linear SUR-modell¹⁵ (Zellner 1962) med identiske forklaringsvariabler. Vi får dermed ikke noe mer presise estimater med GLS på systemet enn ved OLS på hver likning separat. Forskjellen er at vi får et estimat på kovariansmatrisen som benyttes ved hypotesetesting av parameterne i systemet.

Vi kan uttrykke systemet i 3.19 som en enkel regresjon i partisjonert form (Theil 1983):

$$\begin{bmatrix} \tilde{R}_1 \\ \tilde{R}_2 \\ \vdots \\ \tilde{R}_g \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \tilde{X} & 0 & \cdots & 0 \\ 0 & \tilde{X} & \cdots & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & \cdots & \tilde{X} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \beta_1 \\ \beta_2 \\ \vdots \\ \beta_g \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \tilde{u}_1 \\ \tilde{u}_2 \\ \vdots \\ \tilde{u}_g \end{bmatrix} \tag{3.20}$$

der:

$\tilde{R}_i' = (\tilde{R}_{i1}, \tilde{R}_{i2}, \dots, \tilde{R}_{iT})$ (en $1 \times T$ vektor med avkastning til g aktiva)

$\tilde{X} = K \times T$ matrise av uavhengige variabler som er identisk for hver likning i systemet.

$\beta_i = K \times 1$ vektor med koeffisienter

$u_i = T \times 1$ vektor med feilledd

¹⁴uavhengig og identisk normalfordelt

¹⁵SUR: Seemingly Unrelated Regression Model

Forenklet form:

$$\tilde{R} = \tilde{X}\beta + \tilde{u} \quad (3.21)$$

MVRM forutsetter at støyleddene er uavhengige og identisk normalfordelt (NIID) for hver regresjonslikning men lar variansen variere på tvers av likningene. Videre antas det at kontemporær kovarians mellom residualene er forskjellig fra null $E(u_{it}, u_{jt}) \neq 0$, men at ikke-kontemporær kovarians $E(u_{it}, u_{j,t-k}) = 0$.

3.21 estimeres med GLS¹⁶. Dette gir en kovariansmatrise til feilleddet i 3.21 lik:

$$V(\tilde{u}) = \Sigma \otimes I \quad (3.22)$$

der:

$\Sigma = g \times g$ kontemporær-kovariansmatrise for $(\tilde{u}_{1t} \tilde{u}_{2t} \dots \tilde{u}_{gt})$

$I = T \times T$ identitetsmatrise

$\otimes =$ Kroneckerproduktet

Binder (1985) forklarer hvordan dette er en rimelig antakelse for aksjekurser og gir en struktur på kovariansmatrisen som tar høyde for kovariasjon og heteroskedastisitetsproblemet ved den klassiske metoden.

En klar fordel ved å benytte denne metoden over den klassiske er rimeligere forutsetninger og at den tillater testing av felles hypoteser. Hypoteser om CAAR kan testes i dette rammeverket ved å teste linear restriksjoner på gammaene i (3.19).

¹⁶GLS: Generalized Least Squares

Vi får følgende nullhypotese som er en felles (joint) hypotese om ingen unormal avkastning under begivenheten:

$$H_0 : \gamma_1 = \gamma_2 = \dots = \gamma_g = 0 \quad (3.23)$$

Statistisk programvare som Oxmetrics lar oss estimere (3.21) ved GLS og rapporterer både t-verdier for hver enkel regresjon i systemet og lar oss utføre felles hypotesetest på $\gamma_i \forall i$. Dette utføres ved linear restriksjon på gamma-vektoren med en Wald F-test (Wooldridge 2015).

Oxmetrics rapporterer en testobservator (F-verdi) for hver rad sammen med dens sannsynlighetsverdi (P-verdi) for at nullhypotesen om at alle kolonnekoeffisienter er lik null, og tester om variabelen er signifikant i systemet.

Dette gir følgende testobservator : $W \sim F(g, T - K + 1 - g)$

der: g, T, K er hhv. antall avhengige variabler i systemet, observasjoner og konstantledd i modellen.

4 Data

4.1 Beskrivelse av data

I dette avsnittet presenteres datautvalget for analysen. Utvalget består av nordiske bankaksjer i hhv. Norge, Sverige og Danmark. Jeg har valgt å inkludere Sverige og Danmark i analysen på bakgrunn av at det er få børsnoterte banker i Norge med tilstrekkelig data. I tillegg har de egne sentralbanker, i motsetning til land i euro-området. Flere av de store bankene i Norden har betydelige operasjoner og inntekter på tvers over landegrensene som jeg mener gjør det aktuelt å inkludere de i analysen. En bredere analyse vil også styrke troverdigheten av resultatene. Det anvendes to metoder for å analysere begivenhetene, først den klassiske metoden og deretter MVRM. For den klassiske metoden inndeles aksjene i likvektede porteføljer iht. landet aksjen er børsnotert. MVRM estimerer hver enkel begivenhet der hvert system inneholder de samme aktiva som inngår i overnevnte porteføljer.

Begivenhetene deles opp etter renteøkning eller rentekutt utført av hjemlandets sentralbank. Hendelsen er definert som dagen den nye renten blir implementert i markedet, og inkluderer et eventvindu i forkant og etter hendelsen. Valget for å bruke implementeringsdato og ikke annonseringsdato som hendelse er fordi både Norge og Danmark implementerer ny rente første virkedag etter annonsering, ved å definere et tilstrekkelig stort eventvindu vil vi kunne analysere priseffekten rundt hele begivenheten som inkluderer selveste hendelsen (implementeringen) og annonseringen.

Aksjekursene og CAR for porteføljene blir deretter analysert land for land for hver begivenhet før de aggregeres på tvers av landene.

Alle priser som benyttes i analysen er daglige aksjepriser fra år 2000-2016 og er hentet fra Reuters Datastream. Valget av tidsperiode er basert på å få tilstrekkelige antall hendelser.

Tabell 1 viser navn på de selskapene som benyttes i analysen med tilhørende land de hører inn under. Som proxy for markedsporteføljen benyttes daglige markedsindeksverdier hentet fra Datastream. Avkastningen på markedsporteføljen beregnes ut ifra daglig avkastning på

markedsindeksen. Styringsrentene som benyttes er fra hjemlandets sentralbank der hjemlandets signalrente er valgt som styringsrente. Data for styringsrenter er hentet fra statistikkbankene på sentralbankenes hjemmesider. Annonseringsdato for renteendringer og konsensusestimater er hentet fra Bloomberg.

Tabell 1: *Datautvalg*

Selskap	Notert	Portefølje
DNB	Oslo Børs	Norge
Sparebank 1 SR-Bank	Oslo Børs	Norge
Storebrand	Oslo Børs	Norge
Nordea	Stockholm	Sverige
SEB A	Stockholm	Sverige
Swedbank	Stockholm	Sverige
Svenske Handelsbanken A	Stockholm	Sverige
Danke Bank	København	Danmark
Jyske Bank	København	Danmark
Spar Nord	København	Danmark
Sydbank	København	Danmark
Markedsproxy	Beskrivelse	Land
OSEAX	Totalindeks Oslo Børs	Norge
OMXS	Totalindeks Stockholm	Sverige
OMXC	Totalindeks København	Danmark
Styringsrente	Sentralbank	Land
Foliorenten	Norges Bank	Norge
Reporenten	Sveriges Riksbank	Sverige
Diskontorenten	Danmarks Nationalbank	Danmark

Alle aksjepriser er daglige observasjoner som beregnes til logaritmisk avkastning.

$$R_{it} = \ln \left(\frac{P_{it}}{P_{it-1}} \right) \quad (4.1)$$

Der P_{it} , R_{it} er daglige priser og avkastning til selskap i på tid t

Videre dannes det porteføljer ut i fra hvilket land aksjen hører inn under. Avkastning R_{pt} på portefølje p på tid t beregnes iht. en lik-vektet portefølje der porteføljevektene $w_j = \frac{1}{N}$ der N er antall aktiva som inngår i porteføljen. $j = 1, \dots, N$.

Avkastning på markedsporteføljen:

$$R_{mt} = \ln \left(\frac{\text{Totalindeks}_{it}}{\text{Totalindeks}_{it-1}} \right) \quad (4.2)$$

Der R_{mt} er avkastning på markedsporteføljen på tid t , Totalindeks er verdi på markedsproxy i på tid t .

Normalavkastning estimeres med et estimeringsvindu på 250 dager før begivenheten, eventvinduet er på 11 dager med 5 dager før- og etter hendelsen for den generelle analysen. Videre i testingen modifiseres eventvinduet for å analysere spesifikke begivenheter. Jeg har valgt å ikke inkludere et post-eventvindu for estimering av normalavkastning. I henhold til notasjonen beskrevet i avsnitt 3.1 har vi at:

$$L_1 = 250, L_2 = 11, L_3 = 0$$

Vi har totalt 52 utvalgte renteøkninger i fra tidsperioden år 2000 til 2016 hvor av 20 fra Norge, 20 fra Sverige og 12 i fra Danmark. Det er totalt 60 rentereduseringer hvor av 20 fra Norge, 20 fra Sverige og 20 fra Danmark.

Videre benyttes det konsensusforventninger hentet fra Bloomberg for å skille mellom forventede

Tabell 2: *Antall events*

Renteendring	Norge	Sverige	Danmark	Totalt
Økning	20	20	12	52
Senkning	20	20	20	60

og uforventede renteendringer. Det er kun tilgjengelige konsensusdata for Norge og Sverige da Bloomberg ikke samler inn forventningsdata for Danmark. Det utføres testing på aggregert nivå som inkluderer alle land i analysen. Deretter analyseres land for land før vi skiller mellom forventet og uforventede begivenheter før vi ser nærmere på Sverige i perioden 2014-2015 i overgangen til negativ styringsrente. Begivenhetene som klassifiseres som uforventet inkluderer kun Norge og Sverige. Dette er på bakgrunn av manglende konsensusdata og fordi danske renteendringer stort sett følger retningen til ECB (ref. fastkurspolitikk). MVRM estimering utføres kun på de begivenhetene med sterkeste resultater. Dette vil styrke testresultatene da felles hypoteser med linær restriksjon vil være en strengere test.

4.2 Egenskaper ved data

Dersom estimatene fra OLS skal være pålitelige må en del forutsetninger være oppfylt (Wooldridge 2015). En kritisk forutsetning for at OLS skal gi robuste estimater er at variablene som analyseres er stasjonære.

Det utføres en Augmented Dickey-Fuller test med 10 lags på avkastningen til alle porteføljene i datasettet der samtlige tester forkaster nullhypotesen om unit root på 1% signifikansnivå. Det konkluderes dermed med at forutsetningen om stasjonaritet er tilfredstilt.

Det utføres testing av seriekorrelasjon og heteroskedastisitet på samtlige estimeringsvindu i forkant av begivenhetene. For testing av seriekorrelasjon benyttes autokorrelasjonene til de estimerte residualer med 12 lags for å estimere Portmanteau-verdi tilsvarende Ljung og Box (1978). Heteroskedastisitet testes ved å benytte en White-test (Wooldridge 2015). Det påvises seriekorrelasjon ved estimering av markedsmodellen på 27 begivenheter og heteroskedastisitet ved 48 av totalt 112 begivenheter. MVRM regresjonene for samtlige begivenheter estimeres med heteroskedastisitet og autokorrelasjon konsistente standardavvik (HACSE).

Ved bruk av dataene jeg benytter i analysen vil det eksistere korrelasjon over tverrsnittet på grunn av overlapping i eventvinduet. Som nevnt i kapittel 3 har jeg tatt til høyde for dette ved bruk av porteføljemetoden. For å styrke eventuelle funn benyttes MVRM estimering som har rimeligere forutsetninger og tar høyde for kontemporær kovariasjon i avkastningen. Metoden lar de aktiva i systemet ha ulik fortegn på unormalavkastning i eventvinduet og tester om begivenheten er signifikant i systemet.

Videre forutsettes det normalfordelte restledd. Det ser ut til at fordelingen er nogenlunde normalfordelt, men det utføres en normalitet test basert på Doornik og Hansen (1994) på avkastningen til porteføljene i samtlige estimeringsvindu hvor det påvises forhøyede verdier på de fleste.

Resultatene som følger må derfor tolkes deretter.

5 Empiriske resultater

5.1 Aggregert nivå

Tabell 3: *Resultater: Aggregert nivå*

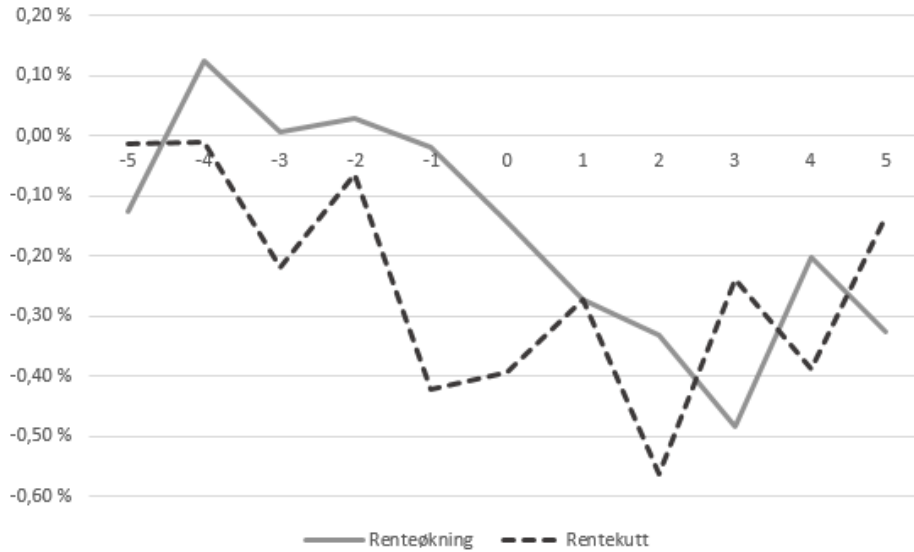
Utvalg: Norden				
Metode: Klassisk				
	Renteøkning		Rentekutt	
Event tid	CAAR	t	CAAR	t
-5	-0,13 %	-0,27	-0,01 %	-0,03
-4	0,12 %	0,27	-0,01 %	-0,02
-3	0,01 %	0,01	-0,22 %	-0,42
-2	0,03 %	0,06	-0,06 %	-0,12
-1	-0,02 %	-0,04	-0,42 %	-0,81
0	-0,14 %	-0,31	-0,39 %	-0,75
1	-0,27 %	-0,58	-0,27 %	-0,52
2	-0,33 %	-0,71	-0,56 %	-1,08
3	-0,48 %	-1,03	-0,24 %	-0,46
4	-0,20 %	-0,43	-0,39 %	-0,74
5	-0,33 %	-0,70	-0,13 %	-0,26
σ	0,005		0,005	
N	52		60	

Tabell 3 viser resultatene fra den klassiske eventstudien på aggregert nivå som inkluderer alle porteføljene (N) i utvalget¹⁷. Det rapporteres t-verdier¹⁸ for estimert CAAR i tillegg til standardavviket. Fra Figur 11¹⁹ ser vi hvordan CAAR viser en fallende trend i forkant av hendelsen i begge tilfeller og begynner å korrigere seg i mellom 2 til 3 dager etter. Det ser ut til å være en sterkere effekt på rentesenkninger enn renteøkninger som er konsistent med tidligere forskning. Men vi kan ikke forkaste nullhypotesen på 5 prosent signifikansnivå og kan derfor ikke si noe om endrede styringsrenter i norden har en generell effekt på bankaksjer.

¹⁷N porteføljer som analyseres er lik antall begivenheter.

¹⁸Signifikante verdier på 5% og 1% signifikansnivå indikeres med hhv. * og **

¹⁹Figur 11 illustrerer CAAR i eventvinduet med event tid på x-aksen og CAAR på y-aksen

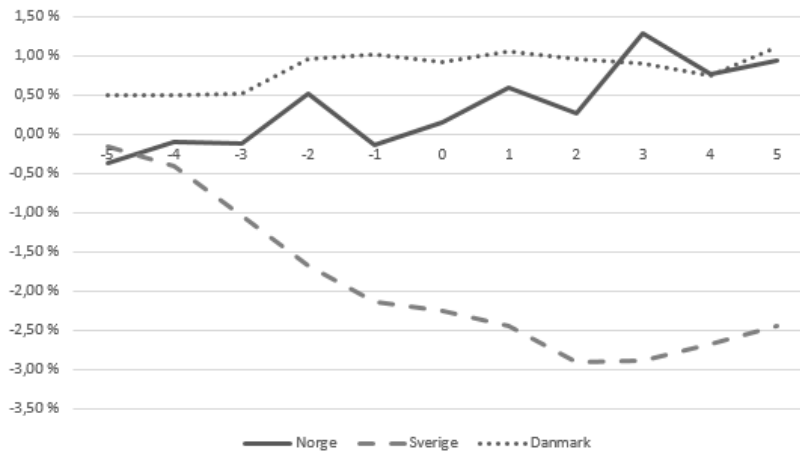


Figur 11: CAAR for markedsmodellen ved renteendringer på Aggregert nivå

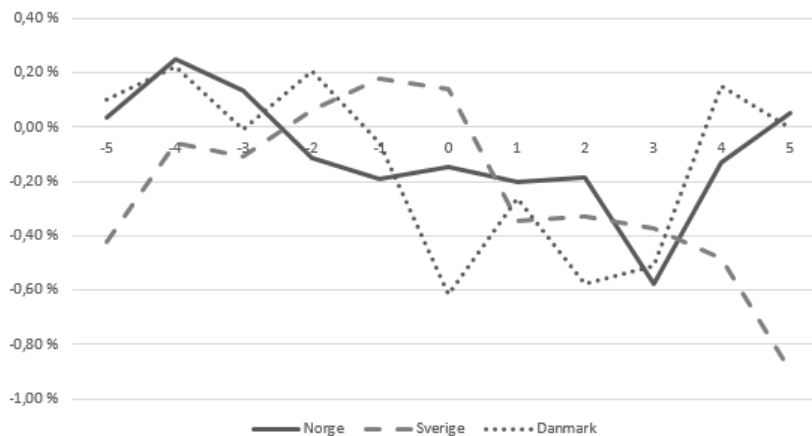
Dersom vi ser på data for konsensusforventinger (Bloomberg) for alle renteendringer i Norge fra mai 2003 til desember 2016 får vi en korrekt prediksjonsrate på 85% og for Sverige fra August 2002 til desember 2016 på 83%. Ved å analysere konsensusdata for denne perioden og se på renteøkninger og rentesenkninger separat finner vi at for de totalt 20 økningene i denne perioden ble 80% korrekt predikert og for de 21 reduseringene var det kun 62%. Vi ser lignende tendenser i Sverige hvor av totalt 20 renteøkninger ble 95% riktig predikert av konsensusundersøkelsen, i mens for rentesenkninger var det kun 39% som hadde korrekt utfall. Dette tyder på at at i “gode tider” når renten gjerne settes opp er det enklere å predikere sentralbankrenten enn det er i “dårlige tider” der renten settes ned. Dette støtter resultatene da vi observerer en sterkere effekt ved rentekutt enn renteøkning.

5.1.1 Disaggregert nivå

Ved å disaggregere begivenhetene kan vi analysere forskjellig prisreaksjon på tvers av landene.



Figur 12: CAAR for markedsmodellen ved rentekutt



Figur 13: CAAR for markedsmodellen ved renteøkning

Figur 13 indikerer hvordan renteøkninger ser ut til å gi en variabel priseffekt i de fem dagene i forkant av hendelsen og en negativ effekt i de påfølgende 3 dagene. Deretter ser det ut til at både Norge og Danmark har en korrigerende ved dag 4 i mens Sverige fortsetter å synke fra dag +4 til +5. Tabell 4 viser resultatene fra estimeringen der samtlige land ikke har noen signifikante utslag ved renteøkning.

De svake priseffektene vi observerer av renteøkninger kan skyldes at renten settes som forventet av markedet, da renteøkninger som oftest kommer i gode og forutsigbare tider. Dette kan

forklare de sterkere og tydeligere effektene vi ser ved rentekutt som kan potensielt inneholde uforventede renteendringer.

Figur 12 viser en stigende CAAR for både Norge og Danmark ved rentekutt sammenlignet med motsatt effekt hos Sverige som ser ut til å være fallende. Tabell 4 viser at denne negative prisseffekten i Sverige er signifikant fra dag -2 og utover eventvinduet. Dette er et meget interessant resultat da både Norge og Danmark har tilsvarende lik trend ved rentekutt i mens Sverige har en kraftig motvirkende effekt på den aggregerte analysen ved å ha motsatt effekt. Insignifikante rentekutt i Norge og Danmark kan tyde på at rentekutt også settes som forventet av markedet. Dette kan skyldes at både Norge og Danmark har relativt forutsigbare sentralbanker sammenliknet med Sverige.

Samtidig må resultatene tolkes med varsomhet da Sverige har hatt unormale rentekutt i utvalget sammenlignet med normale rentekutt i Norge og Danmark²⁰. Resultatene for Sverige kan dermed være påvirket av denne effekten sammenliknet med Norge og Danmark.

²⁰Danmark har hatt en renteendring til nullnivå men har fortsatt ikke endret diskontorenten over på negativt nivå.

Tabell 4: *Resultater: Land for land*

Utvalg: Land for land				
Metode : Klassisk				
Land:		Norge		
Event tid	Renteøkning		Rentekutt	
	CAAR øk	t	CAAR kutt	t
-5	0,04 %	0,04	-0,38 %	-0,34
-4	0,25 %	0,31	-0,10 %	-0,09
-3	0,13 %	0,17	-0,12 %	-0,11
-2	-0,12 %	-0,14	0,52 %	0,47
-1	-0,19 %	-0,24	-0,14 %	-0,13
0	-0,15 %	-0,18	0,15 %	0,14
1	-0,20 %	-0,25	0,59 %	0,53
2	-0,19 %	-0,23	0,27 %	0,25
3	-0,58 %	-0,71	1,28 %	1,17
4	-0,13 %	-0,16	0,77 %	0,70
5	0,05 %	0,07	0,94 %	0,85
σ	0,008		0,011	
N	20		20	
Land:		Sverige		
Event tid	Renteøkning		Rentekutt	
	CAAR økning	t	CAAR kutt	t
-5	-0,42 %	-0,54	-0,16 %	-0,19
-4	-0,06 %	-0,07	-0,42 %	-0,50
-3	-0,11 %	-0,14	-1,04 %	-1,25
-2	0,07 %	0,08	-1,67 %	-2,00*
-1	0,18 %	0,22	-2,13 %	-2,56*
0	0,14 %	0,18	-2,25 %	-2,69*
1	-0,35 %	-0,44	-2,45 %	-2,93*
2	-0,33 %	-0,41	-2,91 %	-3,49*
3	-0,37 %	-0,47	-2,89 %	-3,46*
4	-0,48 %	-0,61	-2,67 %	-3,19*
5	-0,90 %	-1,13	-2,45 %	-2,94*
σ	0,008		0,008	
N	20		20	
Land:		Danmark		
Event tid	Renteøkning		Rentekutt	
	CAAR økning	t	CAAR kutt	t
-5	0,10 %	0,13	0,49 %	0,49
-4	0,22 %	0,30	0,49 %	0,49
-3	-0,01 %	-0,01	0,51 %	0,51
-2	0,21 %	0,27	0,96 %	0,97
-1	-0,06 %	-0,08	1,01 %	1,01
0	-0,62 %	-0,82	0,92 %	0,92
1	-0,26 %	-0,35	1,04 %	1,05
2	-0,58 %	-0,77	0,96 %	0,96
3	-0,51 %	-0,68	0,90 %	0,90
4	0,15 %	0,20	0,74 %	0,74
5	0,00 %	0,00	1,11 %	1,11
σ	0,008		0,010	
N	12		20	

MVRM estimering

Det utføres en MVRM estimering på alle renteendringene i Sverige for å analysere hvilke begivenheter i utvalget har en signifikant effekt på CAAR. Tabell 5 viser resultatene for analysen med et system av g variabler og T observasjoner for hver estimering som inkluderer estimering- og eventvindu for hver begivenhet. Det rapporteres F- og P-verdi for felles test av gamma-vektoren for hvert system, dato²¹ for hendelsen og vi definerer forventet og uforventede renteendringer basert på konsensusundersøkelsen til Bloomberg.

Tabell 5: *Resultater: Renteendringer i Sverige*

Utvalg: Sverige Metode: MVRM								
Renteøkning					Rentekutt			
Event	F (4,256)	P-verdi	Dato	Forventet	F(4,256)	P-verdi	Dato	Forventet
1	0,60	0,67	11.07.2001	-	1,08	0,37	12.09.2001	-
2	0,24	0,91	20.03.2002	-	0,55	0,70	20.11.2002	Ja
3	1,53	0,19	02.05.2002	-	0,46	0,77	19.03.2003	Ja
4	1,19	0,32	25.01.2006	Ja	0,26	0,90	09.07.2003	Nei
5	0,72	0,58	21.06.2006	Ja	0,12	0,97	07.04.2004	Ja
6	1,89	0,11	01.11.2006	Ja	0,20	0,94	08.07.2009	Nei
7	2,16	0,07	21.02.2007	Ja	0,04	1,00	21.12.2011	Ja
8	0,24	0,91	12.09.2007	Ja	0,17	0,95	22.02.2012	Ja
9	1,63	0,17	20.02.2008	Nei	0,12	0,98	12.09.2012	Nei
10	1,15	0,33	10.09.2008	Ja	0,40	0,88	19.12.2012	Ja
11	0,39	0,82	07.07.2010	Ja	0,24	0,92	18.12.2013	Ja
12	0,47	0,76	27.10.2010	Ja	0,35	0,84	09.07.2014	Nei
13	0,38	0,82	16.02.2011	Ja	1,81	0,13	29.10.2014	Nei
14	0,98	0,42	27.04.2011	Ja	0,95	0,44	18.02.2015	Nei
15	0,41	0,80	06.07.2011	Ja	2,75*	0,03	25.03.2015	Ja - EM
16	1,66	0,16	01.03.2006	Ja	2,51*	0,04	08.07.2015	Nei
17	0,49	0,74	06.09.2006	Ja	1,52	0,20	15.10.2008	Ja - EM
18	1,66	0,16	20.12.2006	Ja	1,87	0,12	29.10.2008	Ja
19	0,73	0,57	27.06.2007	Ja	3,85*	0,01	10.12.2008	Ja
20	4,57*	0,00	31.10.2007	Ja	1,33	0,26	18.02.2009	Ja
					g=4			
					T=261			

Tabell 5 indikerer at alle utenom en renteøkning hadde en generell effekt på bankaksjer i Sverige. “EM” er benyttet i tabellen for å indikere ekstraordinære rentemøter²².

Dersom vi ser på rentekuttene har tre begivenheter hhv. Event 15,16 og 19 en signifikant effekt. Både Event 15 og 16 var ved overgangen til negativ rente, Event 19 var på høyden av

²¹Dato for renteendring, med eventvindu ± 5 dager rundt hendelsen, dvs. $t = 251, \dots, 261$.

²²Ekstraordinært rentemøte: Et uplanlagt rentemøte i mellom to ordinære rentemøter der Riksbanken vedtar en renteendring

den globale finansielle krisen i 2008. I tillegg har Event 13, 17 og 18 sterkere effekter enn de øvrige insignifikante renteendringene. En fellesnevner med de overnevnte begivenhetene er at de alle tilhører rentemøter under finanskrisen eller overgang til negativ rente, altså unormale tider. Dette tyder på at den observerte motstridende effekten ved rentekutt i Sverige er blitt signifikant påvirket av dette, og følger derfor ikke samme trend som Norge og Danmark som observert i Figur 12.

Det utføres en MVRM estimering på alle begivenhetene i Norge. Tabell 6 indikerer at 38 av 40 renteendringer i Norge ikke hadde en signifikant effekt på avkastningen til bankaksjer i Norge. Dette støtter resultatene om at normale renteendringer i Norge ikke har noen generell effekt.

Tabell 6: *Resultater: Renteendringer i Norge*

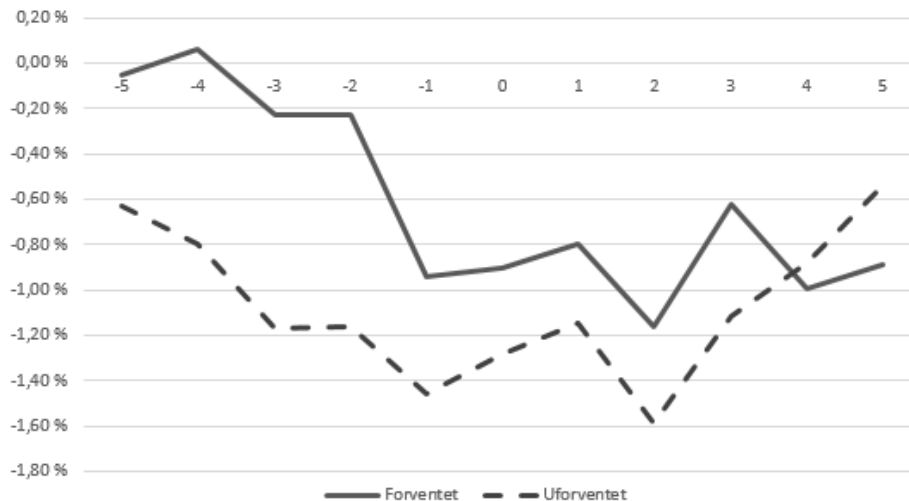
Utvalg: Norge Metode: MVRM								
Renteøkning					Rentekutt			
Event	F (3,256)	P-verdi	Dato	Forventet	F(3,256)	P-verdi	Dato	Forventet
1	1,58	0,19	04.07.2002	-	0,38	0,77	13.12.2001	Ja
2	1,59	0,19	01.07.2005	Ja	0,51	0,68	12.12.2002	Ja
3	0,71	0,55	03.11.2005	Ja	0,08	0,97	23.01.2003	Ja
4	1,24	0,29	17.03.2006	Ja	0,23	0,87	06.03.2003	Ja
5	0,18	0,91	01.06.2006	Nei	0,36	0,79	02.05.2003	Ja
6	0,84	0,47	17.08.2006	Ja	0,49	0,69	26.06.2003	Ja
7	0,22	0,88	02.11.2006	Ja	1,61	0,19	13.08.2003	Nei
8	0,45	0,72	14.12.2006	Ja	0,18	0,91	18.09.2003	Ja
9	0,47	0,70	25.01.2007	Nei	0,39	0,76	12.03.2004	Ja
10	2,93*	0,03	16.03.2007	Ja	0,27	0,85	15.12.2011	Nei
11	0,51	0,67	31.05.2007	Ja	1,10	0,35	15.03.2012	Nei
12	0,51	0,67	28.06.2007	Ja	1,78	0,15	12.12.2014	Nei
13	0,99	0,39	16.08.2007	Ja	0,43	0,73	19.06.2015	Ja
14	0,82	0,49	06.05.2010	Ja	1,53	0,21	25.09.2015	Nei
15	1,58	0,20	13.05.2011	Ja	0,64	0,59	18.03.2016	Ja
16	0,99	0,40	27.09.2007	Ja	2,31	0,08	16.10.2008	Ja
17	0,64	0,59	13.12.2007	Ja	0,66	0,58	30.10.2008	Ja
18	1,61	0,19	24.04.2008	Ja	0,84	0,47	18.12.2008	Nei
19	0,85	0,47	26.06.2008	Nei	2,95*	0,03	05.02.2009	Ja
20	0,11	0,95	29.10.2009	Ja	1,24	0,30	26.03.2009	Ja

g=3

T=261

5.2 Uforventede renteendringer

Ved å benytte data for konsensusforventninger for å skille mellom forventede og uforventede renteendringer ser vi kun på begivenheter fra Norge og Sverige. Jeg vil kun se på rentekutt da det er de begivenhetene vi har størst mulighet for å fange opp de uforventede renteendringene. I fra utvalget for Norge og Sverige er det definert 25 forventede renteendringer og 15 uforventede renteendringer.



Figur 14: CAAR for Forventede vs. Uforventede rentekutt

Det ser ut til å være en sterkere effekt ved de uforventede rentekuttene sammenlignet med de forventede. Figur 14 indikerer at kurven til CAAR i eventvinduet for uforventede rentekutt ligger under CAAR for forventede rentekutt.

Resultatene fra Tabell 7 viser insignifikante effekter ved å skille ut de begivenhetene som defineres om uforventet. En mulig forklaring på resultatene er svakheten ved å benytte konsensusforventninger for å definere renteendringer som uforventet. Som forklart tidligere samles konsensusdata en god periode i forkant av rentebeslutningen, og gir derfor ikke et korrekt bilde dersom forventinger endres rett før hendelsestidspunktet.

For de norske begivenhetene som defineres som uforventet av konsensusundersøkelsen vil jeg tolke med varsomhet ut i fra resultatene. Ved å se på svingninger i kortsiktig pengemarkedsrente tilsvarende Eeg (2007) med nyere data, viser Figur 9 fortsatt små eller ingen store utslag

Tabell 7: *Resultater: Forventede vs Uforventede rentekutt*

Utvalg : Norge og Sverige					
Metode: Klassisk					
	Forventet Rentekutt			Uforventet Rentekutt	
Event tid	CAAR	t		CAAR	t
-5	-0,05 %		-0,05	-0,63 %	-0,64
-4	0,06 %		0,07	-0,80 %	-0,80
-3	-0,22 %		-0,24	-1,17 %	-1,18
-2	-0,23 %		-0,24	-1,16 %	-1,16
-1	-0,94 %		-1,02	-1,46 %	-1,47
0	-0,91 %		-0,98	-1,28 %	-1,29
1	-0,80 %		-0,86	-1,15 %	-1,16
2	-1,16 %		-1,25	-1,59 %	-1,59
3	-0,62 %		-0,67	-1,11 %	-1,12
4	-0,99 %		-1,07	-0,88 %	-0,89
5	-0,89 %		-0,96	-0,54 %	-0,54
σ	0,009			0,010	
N	25			15	

under rentebeslutninger fra 2009-2016. Dette tyder på at Norges Banks rentebeslutninger som oftest settes som forventet.

Fra Tabell 5 så vi hvordan de begivenhetene under overgangen til negativ rente ga signifikante utslag i de svenske aksjekursene. Dette kan tyde på at perioden 2014-2015 da Sverige har en rekke negative rentekutt til null- og negativ rente er en periode med økt uforutsigbarhet i Riksbankens rentebeslutninger sammenlignet med tidligere.

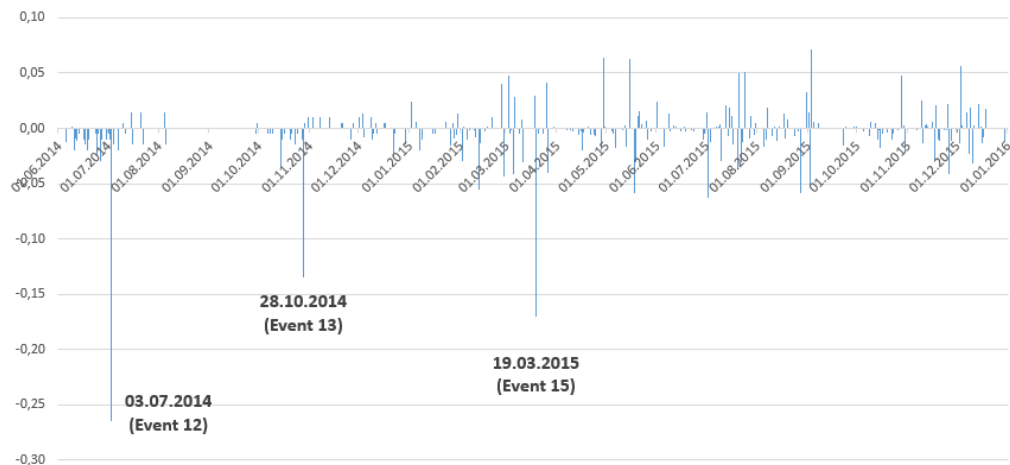
5.3 Negativ rente

I perioden 2014-2015 utføres det totalt fem rentekutt hvor av fire er ordinære rentemøter og ett er ekstraordinært. Hypotesetest for effekten av de fem rentekuttene vil bli tilpasset svenske rentemøter og beslutninger. Det vil si at hendelsestidspunktet er fortsatt dagen der renten implementeres men eventvinduet øker til 15 dager. Det vil si ± 7 dager fra hendelsesdag da annonsering av rentebeslutninger i Sverige kan annonseres opp til 7 dager før implementering²³.

Tabell 8: *Rentesenkninger i Sverige 2014-2015*

Event	Retning	Endring	Annonseringsdato	Implementering	Repoente
12	Senkning	-0,50 %	03.07.2014	09.07.2014	0,25 %
13	Senkning	-0,25 %	28.10.2014	29.10.2014	0 %
14	Senkning	-0,10 %	12.02.2015	18.02.2015	-0,10 %
15	Senkning	-0,15 %	18.03.2015	25.03.2015	-0,25 %
16	Senkning	-0,10 %	02.07.2015	08.07.2015	-0,35 %

I henhold til konsensusdata er alle definert som uforventet. Derom vi ser på daglige svingninger i enmåneds STINA-rente som vist i Figur 15 indikerer dette en klar usikkerhet i annonseringen ved 3 av 5 begivenheter i perioden. Dette bekrefter en periode med relativt mindre innsikt i Riksbankens beslutninger og potensielle uforventede renteendringer.



Figur 15: *Daglig endring i enmåneds Stina-rente. (Kilde: Reuters Datastream)*

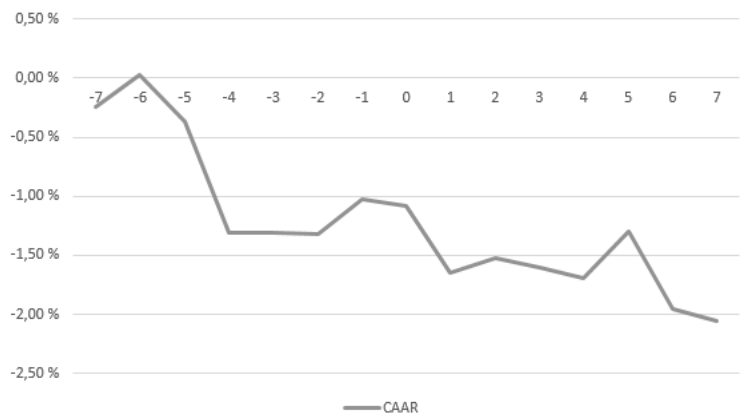
²³Event tid er virkedager slik at reelt vil det ordinære eventvinduet benyttet tidligere være tilstrekkelig i de fleste begivenheter. Eventvinduet økes nå til å potensielt fange opp effekten i dagene før- samt etter annonseringen og selveste implementeringen

Tabell 9: *Rentesenkninger i Sverige 2014-2015*

Utvalg: Sverige 2014-2015		
Metode: Klassisk		
Event tid	CAAR	t
-7	-0,25 %	-0,26
-6	0,03 %	0,03
-5	-0,37 %	-0,39
-4	-1,31 %	-1,35
-3	-1,31 %	-1,35
-2	-1,31 %	-1,36
-1	-1,03 %	-1,06
0	-1,08 %	-1,11
1	-1,65 %	-1,70
2	-1,52 %	-1,57
3	-1,60 %	-1,65
4	-1,70 %	-1,75
5	-1,30 %	-1,34
6	-1,95 %	-2,02*
7	-2,06 %	-2,12*
σ	0,01	
N	5	

Resultatene i Tabell 9 viser signifikante prisreaksjoner ved rentekutt i overgangen til negativ rente. Tabellen viser CAAR for rentekuttene utført i 2014-2015 med estimert t-verdi. Figur 16 plotter CAAR fra markedsmodellen og viser hvordan CAAR begynner å synke -5 dager før hendelsen med en negativ vedvarende trend over eventvinduet. Vi får statistisk signifikante utslag på fem prosent signifikansnivå med en kumulativ gjennomsnittlig unormalavkastning 6 til 7 dager etter

implementeringen av ny rente på rundt -2 prosent, dette gir statistisk støtte til at begivenheten har en unormal priseffekt på bankaksjer med negativ retning.



Figur 16: *CAAR for markedsmodellen for Rentebeslutningene*

I tabellen nedenfor oppsummeres resultatene ved MVRM estimeringen for de unormale rentekuttene i mellom 2014 til 2015.

Tabell 10: *Resultater: Rentesenkninger i Sverige (2014-2015)*

Utvalg: Sverige		
Metode: MVRM		
Event	F(4,259)	P-verdi
Event 12	0,35	0,84
Event 13	2,02	0,09
Event 14	1,80	0,13
Event 15	2,55*	0,04
Event 16	1,27	0,28
		$g = 4$
		$T = 265$

Vi ser fra Tabell 10 at resultatene indikerer sterkere resultater enn de øvrige svenske renteendringer vist i Tabell 5 og de norske renteendringene i Tabell 6. Dette tyder på at rentesenkningene har en effekt på aksjekursene, men vi har kun en begivenhet (Event 15) som forkaster nullhypotesen på fem prosent signifikansnivå. Event 15 er et interessant resultat da dette er det ekstraordinære møtet der Riksbanken overrasker markedet med å senke reporenten ytterligere nedover kun en drøy måned etter den for første gang ble negativ. Fransson og Tyskling (2016) påpeker hvordan denne begivenheten hadde et signifikant overraskelsesmoment på markedet hvor rentebeslutningen var uforventet. Vi kan se hvordan Stina-renten i Figur 15 reagerer rundt begivenheten med unormal høy volatilitet på dagen etter renten implementeres.

Figur 17 er sitater tatt fra morgenrapportene²⁴ hos Makro Research ved Handelsbanken Capital Markets påfølgende dag etter Riksbanken annonserte rentekuttene. Alle de tilgjengelige morgenrapportene for hver tilhørende event (dagen etter annonsert renteendring) er en indikator på hvordan analytikere tolket renteendringene til Riksbanken i denne perioden.

Resultatene fra begge metodene gir støtte til at rentesenkninger til negativ rente påvirker bankaksjer i hjemlandet negativt. Det er disse renteendringene som påvirker den motsatte effekten vi observerte for rentekutt i Sverige sammenlignet med Norge og Danmark. De

²⁴Morgenrapporter for juli er ikke tilgjengelig og derfor mangler data for Event 12 og 16.

Sitater hentet fra Morgenrapporter ved Macro Research, Handelsbanken Capital Markets.		
Dato	Tilhørende Event (Rentekutt)	Sitat
*	12	-
29.10.2014	13	«Riksbanken tok kraftigere i enn det de fleste forventet nok en gang. Mer enn vi og markedet hadde forventet»
13.02.2014	14	«Sveriges Riksbank overrasket markedene med svært ekspansiv pengepolitikk... Det var i går ventet at Sveriges Riksbank ville holde pengepolitikken uendret, men i stedet overrasket de markedene med langt mer ekspansiv pengepolitikk..»
19.05.2015	15	«..Riksbanken tok markedet på sengen i går ved å kutte nøkkelrenten videre ned i negativt territorium..»
*	16	-

Figur 17: *Sitater fra Morgenrapporter (Kilde: Handelsbanken Capital Markets)*

signifikante prisreaksjonene er et resultat av uforventede rentekutt og den negative retningen kan skyldes markedets vurdering av svakere fremtidig inntjening under negative renter.

5.4 Oppsummering av resultater

Resultatene viser at det er en svak prisreaksjon med negativ retning ved endringer i styringsrenten generelt, men at det ikke eksisterer noen signifikant effekt av endrede styringsrenter på bankaksjer i Norden på et overordnet nivå. Det er dog en sterkere effekt av rentekutt enn renteøkning som er konsistent med tidligere resultater. En mulig forklaring på de svake t-verdiene vil være at som oftest settes renten som forventet av markedet slik at når renteendringen annonseres vil denne allerede være priset inn og ikke gi noen signifikante utslag.

Den negative generelle effekten ved rentekutt ser ut til å være påvirket av unormale renteendringer i Sverige, da effekten har positivt fortegn for både Norge og Danmark som har hatt normale rentekutt i perioden. Dersom vi ser på resultatene fra Norge og Danmark kan vi argumentere for at renten blir satt som forventet over de siste 15 år som forårsaker at vi ikke får noen signifikant effekt rundt begivenhetene. I tillegg ser vi hvordan kjernevirksomheten til bankene i Norge (rentedifferansen) ikke påvirkes ved normale renteendringer, slik at renteendringer i et normalt intervall vil ikke påvirke primærintjeningen til bankene i stor grad. Dette kan potensielt forklare de svake effektene vi observerer på tvers av de tre landene, og den motsatte effekten observert ved svenske rentekutt sammenliknet med Norge og Danmark.

Ved overgangen til negativ rente i Sverige observerer vi signifikant effekt på avkastningen til svenske bankaksjer med negativ retning. Resultatene er signifikant ved den klassiske metoden og gir sterke resultater ved bruk av MVRM. Resultatene viser at det er denne effekten som dominerer den motsatte effekten vi observert i Sverige sammenliknet med Norge og Danmark. En potensiell forklaring på dette kan være markedets oppfatning om at et negativt rentenivå vil påvirke bankenes fremtidig inntjening negativt ved at rentedifferansen blir mindre. Dette vil holde så lenge bankene ikke tvinger negative innskuddsrenter på husholdninger og foretak. Negative renter kan således påvirke markedsforsventninger om bankenes fremtidige inntjening gjennom reduserte rentemarginer.

6 Konklusjon

Det konkluderes med at styringsrenter i norden ikke har en signifikant effekt på bankaksjer generelt. Det observeres en svak invers relasjon mellom normale renteendringer og avkastningen på bankaksjer. Den insignifikante effekten er et resultat av at nordiske sentralbanker er stort sett forutsigbare med sitt reaksjonsmønster til makroøkonomiske nøkkeltall, slik at renteendringer som oftest ikke defineres som pengepolitiske sjokk eller ny informasjon i finansmarkedet.

Det ser ut til å være en signifikant effekt på bankaksjer i Sverige under unormale renteendringer til negativt nivå. Effekten er sterkere fordi dette er uforventede renteendringer som vi ikke finner i Norge eller Danmark. Rentekuttene forårsaker en sterk negativ trend i unormalavkastning som kan potensielt forklares av at rentedifferansen til banker under negativt nivå som ikke påfører negative innskuddsrenter på kunder vil kunne møte lavere inntjening i fremtiden.

7 Referanser

Bernanke, B. S. (2004). Gradualism: remarks at an economics luncheon co-sponsored by the Federal Reserve Bank of San Francisco (Seattle Branch) and the University of Washington, Seattle, Washington, May 20, 2004. *Board of Governors of the Federal Reserve System (US) Speech*.

Bernanke, B. S., & Kuttner, K. N. (2005). What explains the stock market's reaction to Federal Reserve policy? *The Journal of finance*, 60(3), 1221-1257.

Bernard, V. L. (1987). Cross-sectional dependence and problems in inference in market-based accounting research. *Journal of Accounting Research*, 1-48.

Binder, J. J. (1998). The event study methodology since 1969. *Review of quantitative Finance and Accounting*, 11(2), 111-137.

Binder, J. J. (1985). On the use of the multivariate regression model in event studies. *Journal of Accounting Research*, 370-383.

Bowman, R. G. (1983). Understanding and conducting event studies. *Journal of Business Finance & Accounting*, 10(4), 561-584.

Bredin, D., Hyde, S., Nitzsche, D., & O'reilly, G. (2009). European monetary policy surprises: the aggregate and sectoral stock market response. *International Journal of Finance & Economics*, 14(2), 156-171.

Brooks, C. (2014). *Introductory econometrics for finance*. Cambridge university press.

Cecchetti, S. G., & Schoenholtz, K. L. (2015). *Money, banking, and financial markets*. McGraw-Hill.

Danmarks Nationalbank (2009). *Pengepolitik i Danmark, 3. udgave*. Hentet mai 2017 fra http://www.nationalbanken.dk/da/publikationer/Documents/2009/10/pengepol_3udg_dk_web.pdf.

Doornik, J. A., & Hansen, H. (1994). A practical test of multivariate normality. *unpublished paper, Nuffield College*.

DST. Hentet mai 2017 fra <https://www.dst.dk>

Eeg, K. (2007). Hvordan påvirkes norske markedsrenter av økonomiske nyheter? *Penger og Kreditt, Norges Bank*, 2007(4).

Elyasiani, E., & Mansur, I. (2004). Bank stock return sensitivities to the long-term and short-term interest rates: a multivariate GARCH sapproach. *Managerial Finance*, 30(9), 32-55.

Fama, E. F., Fisher, L., Jensen, M. C., & Roll, R. (1969). The adjustment of stock prices to new information. *International economic review*, 10(1), 1-21.

Fama, E. F., & French, K. R. (1996). Multifactor explanations of asset pricing anomalies. *The Journal of finance*, 51(1), 55-84.

Finans Norge. Hentet april 2017 fra <https://www.finansnorge.no/tema/nibor-nowa/nibor/>

Fransson, L., & Tysklind, O. (2016). The effects of monetary policy on interest rates. *Sveriges Riksbank*.

Gordon, M. J. (1962). *The investment, financing, and valuation of the corporation*, RD Irwin.

Gregoriou, A., Kontonikas, A., MacDonald, R., & Montagnoli, A. (2009). Monetary policy shocks and stock returns: evidence from the British market. *Financial Markets and Portfolio Management*, 23(4), 401-410.

Habib-Ur-Rahman, H. M., & Rivers, P. A. (2014). The Effect of Policy Rate Changes on Bank Stock Returns in Pakistan. *Journal of Finance and Economics*, 2(4), 01-16.

Ingves, S. (2015). The central bank's objectives and means throughout history-a perspective on today's monetary policy. *Speech to Swedish Economics Association, Stockholm School of Economics*, May 6, 2015.

- Izan, H. Y. (1980). Mandatory audit regulation for banks: an empirical evaluation of its effects. *Journal of Business*, 377-396.
- Jaffe, J. F. (1974). The effect of regulation changes on insider trading. *The Bell Journal of Economics and Management Science*, 5(1), 93-121.
- Kohers, T., & Nagy, R. (1991). An examination of the interest rate sensitivity of commercial bank stock. *Review of Financial Economics*, 1(1), 23.
- Kothari, S., & Warner, J. (2007). *Econometrics of Event Studies. Handbook of Corporate Finance: Empirical Corporate Finance*. B. Espen Eckbo: Elsevier/North-Holland.
- Kuttner, K. N. (2001). Monetary policy surprises and interest rates: Evidence from the Fed funds futures market. *Journal of monetary economics*, 47(3), 523-544.
- Lintner, J. (1965). The valuation of risk assets and the selection of risky investments in stock portfolios and capital budgets. *The review of economics and statistics*, 13-37.
- Ljung, G. M., & Box, G. E. P. (1978). On a measure of lack of fit in time series models. *Biometrika* 65, 297-303.
- MacKinlay, A. C. (1997). Event studies in economics and finance. *Journal of economic literature*, 35(1), 13-39.
- Madura, J., & Schnusenberg, O. (2000). Effect of Federal Reserve policies on bank equity returns. *Journal of Financial Research*, 23(4), 421-447.
- Moss, J. D., & Moss, G. J. (2010). Variables Explaining Bank Stock Prices. *Journal of Applied Business Research*, 26(4), 9.
- Norges Bank. (2004). Beretning og regnskap 2004: Oslo: Norges Bank.
- Norges Bank. (2012). Bernhardsen, T., Kloster, A., & Syrstad, O. Risikopåslagene i Nibor og andre lands interbankrenter. *Norges Bank Staff memo*, 2012(20).

Romer, C. D., & Romer, D. H. (2004). A new measure of monetary shocks: Derivation and implications. *The American Economic Review*, 94(4), 1055-1084.

Røisland, Ø., & Sveen, T. (2006). Pengepolitikk under et inflasjonsmål: en dynamisk analyse. *Norsk Økonomisk Tidsskrift*, 120, 90-103.

SCB. Hentet mars 2017 <https://www.scb.se>

Sharpe, W. F. (1964). Capital asset prices: A theory of market equilibrium under conditions of risk. *The Journal of finance*, 19(3), 425-442.

SSB. Hentet mars 2017 fra <https://www.ssb.no>

Stone, B. K. (1974). Systematic interest-rate risk in a two-index model of returns. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 9(05), 709-721.

Sveriges Riksbank. Hentet april 2017 fra <https://www.riksbank.se>

Theil, H. (1983). Linear algebra and matrix methods in econometrics. *Handbook of Econometrics*, 1, 3-65.

Vaz, J. J., Ariff, M., & Brooks, R. D. (2008). The effect of interest rate changes on bank stocks. *Investment Management and Financial Innovation*, 5(4).

Wooldridge, J. M. (2015). *Introductory econometrics: A modern approach*. Nelson Education.

Zellner, A. (1962). An efficient method of estimating seemingly unrelated regressions and tests for aggregation bias. *Journal of the American statistical Association*, 57(298), 348-368.

8 Appendiks

8.1 Generelle forutsetninger for OLS

1. Linear i parametrene

Anta at vi har følgende tidsserie prosess $\{(X_{t1}, X_{t2}, \dots, X_{tk}, y_t) : t = 1, 2, \dots, n\}$ følger en linear modell:

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 X_{t1} + \dots + \beta_k X_{tk} + u_t \quad (8.1)$$

Der $\{u_t : t = 1, 2, \dots, n\}$ er en sekvens av støyledd.

y_t, X_{tj} : hhv. den avhengige variabelen og de uavhengige forklaringsvariabler.

n, t, k : hhv. antall observasjoner, tidsperioden og antall j uavhengige forklaringsvariabler.

2. Fravær av perfekt kolinearitet

I den underliggende tidsserie prosessen er ingen av forklaringsvariablene konstant eller en perfekt linear kombinasjon av de andre forklaringsvariablene.

3. Støyleddet har en betinget forventning lik null for alle tidsperioder.

$$E[u_t | X] = 0, \quad (8.2)$$

$$t = 1, 2, \dots, n$$

X : et sett av forklaringsvariabler

Med dette menes strikt eksogenitet av forklaringsvariablene, dette tilsier at forventet verdi av støyleddet er ikke betinget på forklaringsvariablene.

Under de generelle forutsetningene for OLS (1) til (3) er OLS estimatene forventningsrett, slik at:

$$E(\hat{\beta}_j|X) = \beta_j, \quad j = 0, 1, \dots, k$$

I tillegg antas det:

4. Homoskedastisitet

$$\text{Var}[u_t|X] = \text{Var}(u_t) = \sigma_u^2 \quad \forall t \quad (8.3)$$

Variansen til støyleddet er konstant over tid. Med dette menes at variansen er uavhengig av X .

5. Fravær av seriekorrelasjon

$$\text{Cov}[u_t, u_s] = 0, \quad \forall t \neq s \quad (8.4)$$

Residualene er ukorrelerte (uavhengige) over tid.

Under forutsetning (1) til (5) er OLS estimatene effisient.

6. Normalfordelt støyledd

$$u_t \sim N(0, \sigma_u^2) \quad (8.5)$$

Under forutsetning (1) til (6) er statistiske inferensmetoder som t- og F-test gyldige.

8.2 Asymptotiske egenskaper ved OLS

Forutsetningene for OLS er ofte ikke tilfredstilt med finansiell tidsseriedata. Dersom det er tilfellet vil OLS som oftest gi robuste estimater ved mindre brudd så lenge følgende forutsetninger holder:

Vi antar en modell som er identisk som (8.1).

1.1 Stasjonaritet

$\{(x_t, y_t) : t = 1, 2, \dots, n\}$ er stasjonær tidsserie prosess

1.2 Fravær av perfekt kolinearitet

Tilsvarende 8.2

1.3 Eksogene forklaringsvariabler

$X_t = (x_{t1}, x_{t2}, \dots, x_{tk})$ er kontemporær eksogene slik at $E(u_t|x_t) = 0$

Dette er en svakere forutsetning enn (3). Dersom (1.1) til (1.3) holder slik at:

$E(u_t) = 0$, $Cov(x_{tj}, u_t) = 0$, Vil gi konsistente estimater ved OLS.

I tillegg antas:

1.4 Homoskedastisitet

Med dette menes kontemporær homoskedastiske restledd: $Var(u_t|x_t) = \sigma_u^2$

og ingen seriekorrelasjon:

1.5 $E[u_t u_s | x_t, x_s] = 0 \forall t \neq s$

Under forutsetning (1.1) til (1.5) er OLS estimatene asymptotisk normalfordelt og standard statistiske inferensmetoder som t- og F-test er asymptotisk gyldig.

8.3 Oversikt Events

Norge

Tabell 11: *Oversikt Events: Norge*

Renteendringer Norge						
Event	Dato	Renteøkninger		Dato	Rentekutt	
		Endring	Forventet		Endring	Forventet
1	04.07.2002	0,5	-	13.12.2001	-0,5	Ja
2	01.07.2005	0,25	Ja	12.12.2002	-0,5	Ja
3	03.11.2005	0,25	Ja	23.01.2003	-0,5	Ja
4	17.03.2006	0,25	Ja	06.03.2003	-0,5	Ja
5	01.06.2006	0,25	Nei	02.05.2003	-0,5	Ja
6	17.08.2006	0,25	Ja	26.06.2003	-1	Ja
7	02.11.2006	0,25	Ja	13.08.2003	-1	Nei
8	14.12.2006	0,25	Ja	18.09.2003	-0,5	Ja
9	25.01.2007	0,25	Nei	12.03.2004	-0,25	Ja
10	16.03.2007	0,25	Ja	15.12.2011	-0,5	Nei
11	31.05.2007	0,25	Ja	15.03.2012	-0,25	Nei
12	28.06.2007	0,25	Ja	12.12.2014	-0,25	Nei
13	16.08.2007	0,25	Ja	19.06.2015	-0,25	Ja
14	06.05.2010	0,25	Ja	25.09.2015	-0,25	Nei
15	13.05.2011	0,25	Ja	18.03.2016	-0,25	Ja
16	27.09.2007	0,25	Ja	16.10.2008	-0,5	Ja
17	13.12.2007	0,25	Ja	30.10.2008	-0,5	Ja
18	24.04.2008	0,25	Ja	18.12.2008	-1,75	Nei
19	26.06.2008	0,25	Nei	05.02.2009	-0,5	Ja
20	29.10.2009	0,25	Ja	26.03.2009	-0,5	Ja

Sverige

Tabell 12: *Oversikt Events: Sverige*

Renteendringer Sverige						
Event	Dato	Renteøkninger		Dato	Rentekutt	
		Endring	Forventet		Endring	Forventet
1	11.07.2001	0,25	-	12.09.2001	-0,5	-
2	20.03.2002	0,25	-	20.11.2002	-0,25	Ja
3	02.05.2002	0,25	-	19.03.2003	-0,25	Ja
4	25.01.2006	0,25	Ja	09.07.2003	-0,25	Nei
5	21.06.2006	0,25	Ja	07.04.2004	-0,5	Ja
6	01.11.2006	0,25	Ja	08.07.2009	-0,25	Nei
7	21.02.2007	0,25	Ja	21.12.2011	-0,25	Ja
8	12.09.2007	0,25	Ja	22.02.2012	-0,25	Ja
9	20.02.2008	0,25	Nei	12.09.2012	-0,25	Nei
10	10.09.2008	0,25	Ja	19.12.2012	-0,25	Ja
11	07.07.2010	0,25	Ja	18.12.2013	-0,25	Ja
12	27.10.2010	0,25	Ja	09.07.2014	-0,5	Nei
13	16.02.2011	0,25	Ja	29.10.2014	-0,25	Nei
14	27.04.2011	0,25	Ja	18.02.2015	-0,1	Nei
15	06.07.2011	0,25	Ja	25.03.2015	-0,15	Ja - EM
16	01.03.2006	0,25		08.07.2015	-0,1	Nei
17	06.09.2006	0,25		15.10.2008	-0,5	Ja - EM
18	20.12.2006	0,25		29.10.2008	-0,5	Nei
19	27.06.2007	0,25		10.12.2008	-1,75	Nei
20	31.10.2007	0,25		18.02.2009	-1,00	Nei

Danmark

Tabell 13: *Oversikt Events: Danmark*

Renteendringer i Danmark						
Event	Dato	Renteøkninger		Dato	Rentekutt	
		Endring	Forventet		Endring	Forventet
1	02.12.2005	0,25	-	14.05.2001	-0,25	-
2	03.03.2006	0,25	-	31.08.2001	-0,25	-
3	09.06.2006	0,25	-	18.09.2001	-0,5	-
4	04.08.2006	0,25	-	09.11.2001	-0,5	-
5	06.10.2006	0,25	-	06.12.2002	-0,5	-
6	08.12.2006	0,25	-	07.03.2003	-0,25	-
7	09.03.2007	0,25	-	06.06.2003	-0,5	-
8	07.06.2007	0,25	-	14.08.2009	-0,1	-
9	04.07.2008	0,25	-	28.08.2009	-0,1	-
10	08.10.2008	0,25	-	15.01.2010	-0,25	-
11	08.04.2011	1	-	04.11.2011	-0,25	-
12	08.07.2011	1,25	-	09.12.2011	-0,25	-
13				01.06.2012	-0,5	-
14				06.07.2012	-0,25	-
15				07.11.2008	-0,5	-
16				05.12.2008	-0,5	-
17				16.01.2009	-0,75	-
18				06.03.2009	-0,75	-
19				03.04.2009	-0,25	-
20				11.05.2009	-0,35	-

-: Data ikke tilgjengelig

8.4 Tester

I dette avsnittet presenteres tester og testresultater for autokorrelasjon og heteroskedastisitet ved estimering av parametrene i markedsmodellen ved den klassiske metoden. I tabellene nedenfor rapporteres testobservatorer for Portmanteau og White. Begge testobservatorer følger χ^2 fordelingen, og det rapporteres P-verdi i parantes. Signifikante verdier indikeres med * og ** for hhv. fem og en prosent signifikansnivå.

Portmanteau

En test for autokorrelerte restledd. Testen benytter de estimerte autokorrelasjonskoeffisientene og tester nullhypotesen om alle autokorrelasjonskoeffisientene er signifikant forskjellig fra null. Se Ljung og Box (1978) for en grundigere gjennomgang.

Testobservatoren (Q-statistikken) beregnes som følger²⁵:

$$Q(s) = T^2 \sum_{j=1}^s \frac{r_j^2}{T-j} \quad (8.6)$$

der s er lengden på de estimerte korrelasjonskoeffisientene (antall lags) og r_j er j 'te koeffisienten for autokorrelasjon i restleddet. Q-statistikken er χ^2 fordelt med s frihetsgrader. I dette tilfellet er $s = 12$

White

Det benyttes en White-test for test av heteroskedastisitet ved estimering av markedsmodellen for avkastningen til porteføljene i eventvindue med den klassiske modellen. Se Wooldridge (2015) for en grundigere forklaring av White-testen.

I denne oppgaven estimeres følgende modell for avkastningen på portefølje p på tid t :

²⁵Oxmetrics benytter ikke en identisk til Ljung og Box (1978) som benytter $T(T+2)$ istedet for T^2

$$R_{pt} = \alpha_p + \beta_p R_{mt} + u_{pt} \quad (8.7)$$

For å teste om $Var(u_t) = \sigma_u^2$ estimeres modellen i 8.7 og lagrer \hat{u}_t

Deretter estimeres regresjonen under (8.8) som involverer en estimering av \hat{u}_t^2 mot en konstantledd og forklaringsvariabler med kvadratledd.

$$\hat{u}_t^2 = \alpha_1 + \alpha_2 R_{mt} + \alpha_3 R_{mt}^2 + v_t \quad (8.8)$$

der v_t er et normalfordelt feilledd uavhengig av u_t

Nullhypotesen om ingen heteroskedastisitet ($\alpha_2 = \alpha_3 = 0$) mot alternativet om at variansen er avhengig av R_{mt} og $\{R_{mt}^2\}$

Testobservatoren er χ^2 fordelt med frihetsgrader lik antall forklaringsvariabler, i dette tilfellet 1.

Begge de overnevnte testene beregner en testobservator og forkaster nullhypotesen dersom den overgår kritisk verdi.

Tabell 14: *Tester: Portefølje Norge*

Renteøkning			
Estimeringsvindu	Dato	Q(12)	White
Event 1	07.12.2001 - 26.06.2002	12.257 (0.42)	81.2(0.00)**
Event 2	09.07.2004 - 23.06.2005	0.85	0.3(0.85)
Event 3	11.11.2004 - 26.10.2005	18.43 (0.1)	3.4(0.18)
Event 4	25.03.2005 - 09.03.2006	26.05 (0.01)*	4.01(0.13)
Event 5	09.06.2005 - 24.05.2006	24.4 (0.02)*	3.93 (0.15)
Event 6	25.08.2005 - 09.08.2006	24.8 (0.01)*	0.826 (0.66)
Event 7	10.11.2005 - 25.10.2006	14.9 (0.25)	2.29 (0.32)
Event 8	22.12.2005 - 06.12.2006	18.2 (0.11)	1.6 (0.45)
Event 9	02.02.2006 - 17.01.2007	10.45 (0.58)	3.78 (0.15)
Event 10	24.03.2006 - 08.03.2007	9.75 (0.63)	4.87 (0.088)
Event 11	08.06.2006 - 23.05.2007	10.75 (0.55)	1.19 (0.41)
Event 12	06.07.2006 - 20.06.2007	11.4 (0.49)	1.91 (0.38)
Event 13	24.08.2006 - 08.08.2007	17.3 (0.14)	1.13 (0.56)
Event 14	14.05.2009 - 28.04.2010	15.9 (0.19)	6.19 (0.45)
Event 15	21.05.2010 - 05.05.2011	18.1 (0.11)	1.16 (0.56)
Event 16	05.10.2006 - 19.09.2007	13.4 (0.34)	0.43 (0.8)
Event 17	21.12.2006 - 05.12.2007	6.53 (0.88)	2.75 (0.25)
Event 18	03.05.2007 - 16.04.2008	30.1 (0.00)**	5.56 (0.06)
Event 19	05.07.2007 - 18.06.2008	26.2 (0.01)*	2.6 (0.27)
Event 20	06.11.2008 - 21.10.2009	15.88 (0.19)	7.62 (0.022)*
Rentekutt			
Event 1	21.12.2000 - 05.12.2001	12.35 (0.41)	79.4**
Event 2	20.12.2001 - 04.12.2002	16.3 (0.17)	10.36**
Event 3	31.01.2002 - 15.01.2003	17.8 (0.12)	9.77 (0.01)**
Event 4	14.03.2002 - 26.02.2003	15.7 (0.2)	8.02 (0.02)*
Event 5	10.05.2002 - 24.04.2003	21.2 (0.047)*	6.97 (0.03)*
Event 6	04.07.2002 - 18.06.2003	24.3 (0.02)*	8.6 (0.015)*
Event 7	21.08.2002 - 05.08.2003	17.47 (0.13)	8.6 (0.013)*
Event 8	26.09.2002 - 10.09.2003	29.78 (0.054)	15.36 (0.00)**
Event 9	21.03.2003 - 04.03.2004	13.8 (0.32)	2.91 (0.23)
Event 10	23.12.2010 - 07.12.2011	9.13 (0.69)	8.91 (0.01)*
Event 11	24.03.2011 - 07.03.2012	14.8 (0.25)	4.56 (0.1)
Event 12	20.12.2013 - 04.12.2014	13.9 (0.3)	2.6 (0.27)
Event 13	27.06.2014 - 11.06.2015	19.5 (0.075)	2.04 (0.37)
Event 14	03.10.2014 - 17.09.2015	16.25 (0.18)	0.82 (0.66)
Event 15	27.03.2015 - 10.03.2016	12.95 (0.37)	1.68 (0.43)
Event 16	25.10.2007 - 08.10.2008	23.2 (0.026)*	5.1 (0.08)
Event 17	08.11.2007- 22.10.2008	21.24 (0.04)*	3.94 (0.14)
Event 18	27.12.2007 - 10.12.2008	10.1 (0.6)	13.1 (0.00)**
Event 19	14.02.2008 - 28.01.2009	12.7 (0.4)	5.17 (0.075)
Event 20	03.04.2008 - 18.03.2009	8.6 (0.73)	3.8 (0.15)

Tabell 15: *Tester: Portefølje Sverige*

Renteøkning			
Estimeringsvindu	Dato	Q(12)	White
Event 1	19.07.2000 - 03.07.2001	21.05 (0.04)*	14.35 (0.00)**
Event 2	28.03.2001 - 12.03.2002	23.3 (0.025)*	40.97 (0.00)**
Event 3	10.05.2001 - 24.04.2002	32.9 (0.00)**	4.77 (0.09)
Event 4	02.02.2005 - 17.01.2006	12.1 (0.43)	8.36 (0.015)*
Event 5	29.06.2005 - 13.06.2006	6.99 (0.85)	0.42 (0.81)
Event 6	09.11.2005 - 24.10.2006	9 (0.7)	1.16 (0.55)
Event 7	01.03.2006 - 13.02.2007	8.61 (0.73)	0.67 (0.71)
Event 8	20.09.2006 - 04.09.2007	11.25 (0.51)	3.77 (0.15)
Event 9	28.02.2007 - 12.02.2008	17.0 (0.15)	7.0 (0.03)*
Event 10	19.09.2007 - 02.09.2008	13.25 (0.35)	6.99 (0.03)*
Event 11	15.07.2009 - 29.06.2010	24.4 (0.025)*	3.1 (0.22)
Event 12	04.11.2009 - 19.10.2010	15.11 (0.23)	10.17 (0.00)**
Event 13	24.02.2010 - 08.02.2011	14.5 (0.27)	11.4 (0.00)**
Event 14	05.05.2010 - 19.04.2011	15.2 (0.23)	21.1 (0.00)**
Event 15	14.07.2010 - 28.06.2011	13.6 (0.33)	1.86 (0.4)
Event 16	09.03.2005 - 21.02.2006	17.9 (0.12)	2.8 (0.25)
Event 17	14.09.2005 - 29.08.2006	6.7 (0.88)	1.65 (0.44)
Event 18	28.12.2005 - 12.12.2006	10.4 (0.58)	0.79 (0.67)
Event 19	05.07.2006 - 19.06.2007	15.1 (0.24)	0.09 (0.95)
Event 20	08.11.2006 - 23.10.2007	17.2 (0.14)	6.2 (0.05)*
Rentekutt			
Event 1	27.09.2000 - 11.09.2001	21.1 (0.05)*	20.3 (0.00)**
Event 2	28.11.2001 - 12.11.2002	7.4 (0.83)	5.9 (0.053)
Event 3	27.03.2002 - 11.03.2003	5.9 (0.92)	3.65 (0.16)
Event 4	17.07.2002 - 01.07.2003	8.4 (0.76)	2.2 (0.33)
Event 5	16.04.2003 - 30.03.2004	13.5 (0.33)	0.45 (0.8)
Event 6	16.07.2008 - 30.06.2009	25.3 (0.013)*	7.1 (0.03)*
Event 7	29.12.2010 - 13.12.2011	7.4 (0.83)	1.62 (0.44)
Event 8	02.03.2011 - 14.02.2012	9.1 (0.7)	1.43 (0.49)
Event 9	21.09.2011 - 04.09.2012	12.9 (0.37)	2.01 (0.35)
Event 10	28.12.2011 - 11.12.2012	9.15 (0.69)	1.65 (0.44)
Event 11	26.12.2012 - 10.12.2013	6.57 (0.88)	0.001 (0.99)
Event 12	17.07.2013 - 01.07.2014	4.73 (0.96)	0.04 (0.98)
Event 13	06.11.2013 - 21.10.2014	6.23 (0.9)	6.7 (0.035)*
Event 14	26.02.2014 - 10.02.2015	18.4 (0.1)	9.73 (0.01)**
Event 15	02.04.2014 - 17.03.2015	14.7 (0.26)	23.5 (0.00)**
Event 16	16.07.2014 - 30.06.2015	20.7 (0.055)	12.5 (0.00)**
Event 17	24.10.2007 - 07.10.2008	11.5 (0.48)	15.9 (0.00)**
Event 18	07.11.2007 - 21.10.2008	18.7 (0.1)	24.9 (0.00)**
Event 19	19.12.2007 - 02.12.2008	38.4 (0.00)**	12.7 (0.00)**
Event 20	27.02.2008 - 10.02.2009	30.3 (0.00)**	7.6 (0.02)*

Tabell 16: *Tester: Portefølje Danmark*

Renteøkning			
Estimeringsvindu	Dato	Q(12)	White
Event 1	10.12.2004 - 24.11.2005	20.7 (0.054)	0.05 (0.97)
Event 2	11.03.2005 - 23.02.2006	25.8 (0.011)*	0.58 (0.75)
Event 3	17.06.2005 - 01.06.2006	32.9 (0.00)**	67.3 (0.00)**
Event 4	12.08.2005 - 27.07.2006	26.9 (0.00)**	50.5 (0.00)**
Event 5	14.10.2005 - 28.09.2006	26.6 (0.00)**	45.6 (0.00)**
Event 6	16.12.2005 - 30.11.2006	20.8 (0.053)	42 (0.00)**
Event 7	17.03.2006 - 01.03.2007	19.7 (0.07)	33.5 (0.00)**
Event 8	15.06.2006 - 30.05.2007	11 (0.52)	0.36 (0.83)
Event 9	13.07.2007 - 26.06.2008	20.9 (0.051)	17.8 (0.00)**
Event 10	17.10.2007 - 30.09.2008	14.6 (0.26)	3.76 (0.15)
Event 11	16.04.2010 - 31.03.2011	10.1 (0.6)	54.5 (0.00)**
Event 12	16.07.2010 - 30.06.2011	10.8 (0.54)	0.41 (0.81)
Rentekutt			
Event 1	22.05.2000 - 04.05.2001	7.16 (0.84)	10.1 (0.00)**
Event 2	08.09.2000 - 23.08.2001	11 (0.52)	12.2 (0.00)**
Event 3	26.09.2000 - 10.09.2001	14 (0.3)	12 (0.00)**
Event 4	17.11.2000 - 01.11.2001	10.9 (0.53)	10.5 (0.00)**
Event 5	14.12.2001 - 28.11.2002	16.66 (0.16)	30.4 (0.00)**
Event 6	15.03.2002 - 27.02.2003	2.27 (0.4)	35.8 (0.00)**
Event 7	14.06.2002 - 29.05.2003	14.9 (0.24)	32.16 (0.00)**
Event 8	22.08.2008 - 06.08.2009	16.1 (0.18)	1.7 (0.42)
Event 9	05.09.2008 - 20.08.2009	16.2 (0.18)	1.95 (0.38)
Event 10	23.01.2009 - 07.01.2010	16.9 (0.15)	8.9 (0.011)*
Event 11	12.11.2010 - 27.10.2011	24.5 (0.017)*	1.8 (0.41)
Event 12	17.12.2010 - 01.12.2011	23.2 (0.03)*	1.4 (0.5)
Event 13	10.06.2011 - 24.05.2012	11.6 (0.48)	0.15 (0.93)
Event 14	15.07.2011 - 28.06.2012	9.7 (0.64)	0.12 (0.94)
Event 15	16.11.2007 - 30.10.2008	19.18 (0.08)	6.8 (0.03)*
Event 16	14.12.2007 - 27.11.2008	26 (0.011)*	9.18 (0.02)*
Event 17	25.01.2008 - 08.01.2009	25.9 (0.011)*	2.7 (0.16)
Event 18	14.03.2008 - 26.02.2009	29.2 (0.00)**	2.2 (0.2)
Event 19	11.04.2008 - 26.03.2009	23.5 (0.024)*	2.17 (0.34)
Event 20	19.05.2008 - 01.05.2009	19.7 (0.07)	1.8 (0.41)