

Norges Teknisk-Naturvitenskapelige Universitet
Institutt for Samfunnsøkonomi

Norges Bank styringsrente prognoser

Har volatilitet av finansielle instrumenter endret seg etter innføring av endogen rentebane?

Artem Lazarev
August 2009

Forord

Denne oppgaven er skrevet som siste del av mastergraden i finansiell økonomi ved Norges Teknisk-Naturvitenskapelige universitet.

Jeg vil takke min veileder, Dagfinn Rime, for hjelp og støtte gjennom prosessen.

Jeg vil takke ansatte ved Norges Bank, Knut Egg og Kristin Solberg-Johansen, for bidrag i samling av datamaterialer.

Jeg vil også takke Egil Matsen, Kåre Johansen, Jørn Rattsø og alle forelesere ved Institutt for samfunnsøkonomi for gitte kunnskaper som var til stor hjelp ved skriving av denne oppgaven.

Sist men ikke minst, vill jeg takke familien min, kona og to døtre, for støtte og tålmodighet.

Innhold

1	INNLEDNING	1
2	LITTERATUROVERSIKT	3
2.1	SENTRALBANKENES TRANSPARENS	3
2.2	SENTRALBANKENS STYRINGSRENTEPROGNOSE	4
2.2.1	<i>Argumenter som støtter sentralbankens prognoser av styringsrenten</i>	4
2.2.2	<i>Argumenter mot sentralbankens prognoser av styringsrenten</i>	6
2.2.3	<i>Konklusjoner</i>	8
3	PENGEPOLITIKKEN I NORGE	9
4	EMPIRISK ANALYSE	12
4.1	FORSKNINGS SPØRSMÅL	12
4.2	DATA OG MODELL	13
4.2.1	<i>Makroøkonomiske nøkkeltall</i>	13
4.2.2	<i>Rentemøter</i>	15
4.2.3	<i>Utenlandske nyheter</i>	16
4.2.4	<i>Rente-, valuta- og aksjeindeksen data og metoder</i>	16
4.3	ANALYSE	17
4.3.1	<i>Modellvalg og beregning av gjennomsnittseffektene av nyhetsvariablene</i>	17
4.3.2	<i>OLS modeller med dummy</i>	19
4.3.3	<i>Testing for GARCH-errors</i>	21
4.3.4	<i>GARCH modeller</i>	24
5	KONKLUSJONER	29
6	REFERANSER	31
7	FIGURLISTE	35
8	TABELLISTE	35
9	APPENDIKSER	36
	APPENDIKS A: RENTER, VALUTA OG INDEKS SERIER	36
	APPENDIKS B: AIC OG SC INFORMASJONSKRITERIER FOR OLS MODELLER	36
	APPENDIKS C: OLS MODELLER	41
	APPENDIKS D: OLS MODELLER MED DUMMY VARIABLER	43
	APPENDIKS E: FORDELING AV RESIDUALENE FRA OLS MODELLENE	45
	APPENDIKS F: AUTOKORRELASJONS FUNKSJONER	46
	APPENDIKS G: GARCH MODELLER	47
	APPENDIKS H: TESTING FOR SERIEKORRELASJON I DE ESTIMERTE GARCH MODELLENE	51
	APPENDIKS I: ESTIMERT BETINGET VOLATILITET	52
	APPENDIKS J: KRITERIER FOR EN GOD RENTEBANE	54

1 Innledning

Sentralbankenes transparens¹ har økt betydelig de siste årene. Reserve Bank of New Zealand var den første sentralbanken som innførte sine egne prognoser for styringsrente i 1997. Det betyr at sentralbankenes forbud for å snakke om fremtidig styringsrente ble splintret. Det tradisjonelle "taushet er gull" synet på pengepolitikk har endret seg til det moderne "styring av forventninger". Mer enn 20 land har godtatt inflasjonsmålsetting metode siden tidlig på 90-tallet slik at de pengepolitiske formålene ble klare. Transparensen fremheves som "kjernen av inflasjonsmålsetting" da signaler om fremtidige pengepolitiske planer er blitt viktigere enn dagens rentebeslutninger. Norges Bank introduserte sine egne prognoser for styringsrenten i november 2005.

Denne hovedoppgaven gjennomgår den teoretiske bakgrunnen av økt transparens og undersøker hvordan prognoser for styringsrenten har påvirket markedetsreaksjonen for både norske og utenlandske makroøkonomiske nyhetene. Empirisk analyse ser på effekten fra innføring av sentralbankens renteprognoser i Norge. Det forventes at transparensen hever forutsigbarheten av sentralbankens handlinger som resulterer i lavere volatilitet i finansmarkeder med pengepolitiske og makroøkonomiske annonseringer. Dessuten, jo mer markedene vet om sentralbanken, jo mer markedetsreaksjon bør være i linje med sentralbankens atferd. Basert på disse forventningene undersøker hovedoppgaven volatilitet både i kortsiktige og langsiktige markedesrenter, i valutarate og i aksjeindeks² som reaksjon på pengepolitiske beslutninger³ og makroøkonomiske nyheter. De sentrale spørsmålene i oppgaven er om volatilitet i finansmarkedene reduseres med økt transparens av Norges Bank og om reaksjoner på makroøkonomiske nyheter har endret seg betydelig etter innføring av styringsrente prognoser.

Analysen viser positiv svar på begge spørsmål for renter. Det er rimelig å tro at resultatene er knyttet til økt transparens med renteprognoser og slike prognoser har effekt på markedetsreaksjoner. Denne effekten, det vil si økt forutsigbarhet av pengepolitikk og endret markedetsreaksjoner, er som forventet.

¹ I linje med Geraats (2002) kan sentralbank transparens bli definert som fravær av asymmetrisk informasjon mellom pengepolitikk-taktikkplanleggere og andre økonomiske agenter.

² Selv om det er et kjent faktum at internasjonale aksjemarkeder viser sterke medbevegelser og det forventes ingen forandringer i volatilitet av oslobørs aksjeindeksen i forbindelse med økt transparens av Norges Bank pengepolitikken, ble OSEBX indeksen inkludert i analyse for å sammenligne endringer i reaksjonsmønster av forskjellige finansielle instrumenter.

³ Pengepolitiske beslutninger defineres i denne oppgaven som Norges Bank rentebeslutninger.

Denne oppgaven bidrar til et nytt og voksende område av studiene som undersøker virkninger av renteprognoser på de norske finansmarkeder. På grunn av en kort tidsperiode ble bare små antall studier publisert så langt, men dette kommer til å endre seg i fremtid.

Andre del av oppgaven gjennomgår faglig diskusjon om sentralbank pengepolitiskåpenhet og styringsrenten anslag mens den tredje delen gir en kort introduksjon til pengepolitikk i Norge og de siste utviklingene i styringsrente. Videre følger en empirisk analyse av markedsvolatilitet og markedsreaksjoner på publisering av pengepolitiske og makroøkonomiske nyheter som sammenligner to perioder: før og etter 1. november 2005.

2 Litteraturoversikt

2.1 Sentralbankenes transparens

Den forbedrede transparensen av sentral banking har gått i tråd med de teoretiske prestasjoner innen pengepolitikk. Forventninger i privat sektor om fremtidig politikk er blitt stadig mer anerkjent som den viktigste påvirkingskanalen for pengepolitikk. Det som teller er den private sektorens forventninger om fremtidig politikk, og pengepolitikk affekterer økonomien mest gjennom sin påvirkning på disse. I linje med en slik utvikling har strategier for kommunikasjon og åpenhet blitt stadig viktigere deler av pengepolitikk. Svensson (2003) understreker at sentralbankens åpenhet kan ha en stor innvirkning på den private sektoren ved å lære agenter å danne riktige forventninger om økonomi og inflasjon. Denne utviklingen har fått sentralbankene til å forstå at den eneste måten for dem å påvirke markedene er omfattende kommunikasjonsstrategier, og ikke overraskelser. Blinder (1998) hevder at økt åpenhet gjør uavhengig sentral banking mer konsekvent med demokrati, og forbedrer stabiliseringssegenskaper av pengepolitikk.

Bernhardsen og Kloster (2002) definerer effektiv pengepolitikk som faste inflasjonsforventninger nær inflasjonsmålet og markedsforventninger om fremtidige endringer i pengepolitikk basert på en riktig forståelse av sentralbankens reaksjonsmønster. Det er dette som forventes å forbedre følgende økt åpenhet. Ifølge Geraats (2002) er de viktigste teoretiske resultatene at åpenhet innen pengepolitikk øker forutsigbarheten av pengepolitikks handlinger og resultater, forsterker troverdigheten og gjør langsiktige privatsektors inflasjonsforventninger mer stabile. Resultater som støtter åpenhet er rapportert av de fleste empiriske studiene som undersøker effekten av slik utviklingen så langt, som vist av Van der Cruijssen og Eijffinger (2007).

I dag er den maksimale åpenheten blant sentralbanker med inflasjonsmålsetting å kommunisere styringsrentens anslag. Selv om de fleste teoretiske og empiriske forskninger støtter åpenhet generelt, diskusjonen om åpenhet i styringsrente projeksjon er mindre avgjørende og teorien kontinuerlig utvikles. Tre sentralbanker har tatt åpenhet så langt som å innføre egne styringsrenteprognoser: The Reserve Bank of New Zealand (RBNZ) publiserte renteprognoser så tidlig som i 1997, mens Norges Bank og Sveriges Riksbank fulgte etter i 2005 og 2007.

2.2 Sentralbankens styringsrenteprognoser

2.2.1 Argumenter som støtter sentralbankens prognoser av styringsrenten

De viktigste argumentene i støtte av sentralbankens åpenhet og renteprognoser er forbedret styring av forventninger som følger til mer stabile makroøkonomiske resultater og en politikk i tråd med demokratiske prinsipper.

Demokratisk åpenhet understrekes av noen av tilhengere⁴ av styringsrenteprognoser som argumenterer at økt åpenhet generelt er en positiv utvikling for demokrati. Faust og Leeper (2005) legger også vekt på demokrati når de hevder at slike prognoser setter allmennhet i stand til å teste konsistens av sentralbankens politikk og gjøre beslutningstakere mer ansvarlig for sine handlinger. Ferrero m. fl. (2007) refererer til bred konsensus om at noen grad av åpenhet er helt nødvendig for å avbalansere økt uavhengighet av sentralbanker i det demokratiske samfunnet. Men ifølge Geraats (2002) synes åpenhet i praksis likevel ikke å være drevet hovedsakelig av nødvendig tilregnelighet. I stedet for det, kommer sentralbanker frem med vilje til å ha omfavnet åpenhet på grunn av som er oppfattet som økonomiske fordeler av en slik åpenhet.

De viktigste argumentene i støtte av sentralbankens prognoser for styringsrenten knyttes til fordeler som påvirkes av økt transparens og styringsrente anslag i sammenhenger. De fleste tilhengere hevder at anslag av styringsrente vil øke sentralbankens påvirkning på den private sektorens forventninger. Noen understreker også at prognoser muliggjør sterkere innstatsvilje hos politikkplanleggere, mens de andre setter pris på positive makroøkonomiske effekter av bedre forventningsstyring. Svensson (2007) hevder hvordan prognoser for andre økonomiske variabler kan bli forbedret med mer realistisk og muligens optimal styringsrente anslag. Svensson hevder at styringsrenteprognose er den mest effektive måten å styre privat sektors forventninger og dermed å realisere pengepolitikk. I Svenssons syn vil effekter av annonsering av fremtidig rentebane være en mer effektiv gjennomføring av pengepolitikk og bedre styrt og velbegrunnet privat sektors forventninger. Dette stemmer med Rosenberg (2007) som legger vekt på økt sentralbankens påvirkning på markedsforsventninger som den viktigste grunnen til å publisere rente prognoser i Sverige. Kahn (2007) samtykker at troverdige rentebaner sannsynligvis påvirker markedsrater i retning av sentralbankens politikk, og Faust og Henderson (2004) omfatter slik åpenhet som en av de viktigste kravene for beste pengepolitikk i praksis. Mange sentralbanker innser hvor

⁴ For eksempel Mishkin (2004) og Issing (2005)

viktig fremtidige renter og forventninger er over dagens rentenivå og prøver å kommunisere noen aspekter av deres fremtidige utsikter og politiske planer. Likevel er Svensson (2006) kritisk til sånn implisitt signalfremgangsmåte i likhet med Woodford (2005), Rudebush og Williams (2006), Faust og Leeper (2005) og mange andre og hevder at sentralbanker bør være mer spesifikke, systematiske og gjennomsluktige om styringsrente baner og planer, og dermed gjøre styringsrenteanslag i stedet for å gi tips.

Woodford (2005) støtter renteprognooser som strategimellomledd for å forbedre styring av forventninger. Han setter slike anslag i forbindelse med mer generell diskusjon om tidsinkonsekvens, regler og diskresjon basert på Kydland og Prescott (1977)⁵ ved å gi eksempler på hvordan anslag kan være en kilde til forpliktelse. Renteanslag kan erstatte kommunikasjon av generell strategi for sentralbanker som er motvillige å satse på eller kommunisere en langsiktig strategi men nå og da er villige til å avgå total diskresjon. Woodford viser til Federal Reserve Bank og Bank of Japan som eksempler på slike sentralbanker som ikke annonserer en fullstendig rentebane men likevel kommuniserer nærfremtids forventninger eller planer. Rente anslag kan også være relevant for sentralbanker som følger reglene og vil vise implikasjoner av strategi og øke forståelsen av bank reaksjonsfunksjon uten å avsløre en bestemt regel.

Mange forskere hevder at forbedret styring av forventninger kan gi bedre makroøkonomiske resultater definert som økt stabilitet i produksjon og inflasjon. Rudebush og Williams (2006) fremhever dette som det viktigste argumentet for styringsrente prognoser fra sentralbanker. Deres resultater viser at inflasjons- og produksjonssvingninger er redusert fordi styringsrentebane forenkler økonomiens konvergens tilbake til inflasjonsmål etter et sjokk. Resultatene er basert på nyere forskning om hvordan implisitt signalisering fra sentralbanker påvirker finansmarkedene og deres modell viser at endogene rentebaner bedre stiller kant i kant publikums- og sentralbankens forventninger. Justeringen av forventningene reduserer størrelse av inflasjons- og produksjonssvingninger⁶. Kahn (2007)

⁵ Kydland og Prescott (1977) viste at hvis myndighetene i hver periode prøver å optimere på skjønsmessig basis, suboptimal likevekt kan oppstå på grunn av "economic agents' expectations formation". Kydland og Prescott hevdet i støtte av en regelbasert politikk der taktikkplanleggere satser på et bestemt atferdsmønster. For at dette skal lykkes må satsning være troverdig slik at økonomiske agenter kan anta at beslutningstakere vil ikke "re-optimisere" senere men kommer virkelig til å følge deres annonsert responsmønster.

⁶ Resultatene er i linje med Orphanides og Williams (2005) som viser at sentralbank tap er lavere når publikum kjenner pengepolitikksregel enn hvis de estimerer den ved hjelp av begrenset data.

hevder også at en økonomi med velfundert privat sektors inflasjonsforventninger og troverdig pengepolitikk har også mer stabile makroøkonomiske vilkår fordi midlertidige inflasjonssjokk er mindre sannsynlig å bli bygget i priser og lønninger. Kahn (2007) forventer også mer rasjonell kapital prissetning i de finansielle markedene for å være en positiv effekt av renteprogner siden han tror at redusert usikkerhet vil redusere volatilitet i kapitalpriser. Rudebush og Williams (2006) konkluderer at annonsering av renteanslag forenkler styring av forventninger og rentekurve, og de går lenger enn de fleste forsvarene av styringsrente anslag når de støtter full sentralbank transparen⁷.

2.2.2 Argumenter mot sentralbankens prognoser av styringsrenten

De hovedargumentene mot sentralbank prognoser av styringsrente er risiko for markedsmisforståelser av prognosene som ubetingete løfter; at Monetary Policy Committees kan finne det vanskelig til å være enig om spesifikk fremtidsrentebane; at sentralbanken kan være motvillig til å avvike fra en annonsert bane som ikke lenger er optimal og at det kan bli negative konsekvenser av redusert informasjonsforskjellighet i markedet.

Rente anslag kan være villedende hvis det oppfattes som et ubetinget løfte fra sentralbanken. Goodhart (2005) og Mishkin (2004) hevder at styringsrente prognoser kan føre privatforventninger i feil retning hvis noen private aktører ikke kommer til å forstå at rentebane er betinget på informasjon som er tilgjengelig på annonseringstidspunktet. Dessuten kan taktikkplanleggere være mindre villige til å endre rentebaner i lys av ny informasjon da sentralbanken kan miste troverdighet ved avvik fra en annonsert bane⁸. Hvis publikum oppfatter rentebane som en ubetinget prognose, kan sentralbanken miste troverdighet ved avvik fra den opprinnelige banen selv om ny informasjon tyder på en endring. Resultater fra slik uvilje mot å endre en rentebane kan være ikke-optimale rentebaner og pengepolitikk. Risiko for misforståelser er også merket av Svensson (2001) og Woodford (2005). Likevel, i stedet for å se dette som en hindring fremhever de betydning av læring av markedene som en mulig måte å unngå dette problemet, for eksempel ved å understreke at banen er kun illustrasjon av dagens forventninger til fremtiden heller enn pengepolitiskplan og ved å vise alternative rentebaner som Norges Bank gjør. Likevel vil

⁷ Faust and Lepper (2005) foreslår ubetinget sentralbankens prognoser for alle økonomiske variabler.

⁸ Ifølge Mishkin (2004), Archer (2005) og Kahn (2007)

risiko for at taktikkplanleggere være motvillige til å avvike fra en annonsert banen er bare delvis unngås med slik metode.

Monetary Policy Committees kan finne det vanskelig å bli enige om en fremtidig rentebane. Goodhart (2001), Blinder (2004) og Mishkin (2004) hevder at kommunikasjon av prosjekterte styringsrenter er en upraktisk tilnærming da det er vanskeligere for monetary policy committees å bestemme en fullstendig rentebane enn en enkel endring av styringsrente og dette kan påvirke beslutningsprosessen. Likevel, hevder Svensson (2007) at monetary policy committees må ha noen mening om fremtidig utvikling og siden hver eneste beslutning om styringsrente er faktisk en beslutning om rentebane da er det bedre at dette er eksplisitt anerkjent. Kahn (2007) hevder at å holde "the diversity of views may be a strength of MPCs that offsets some or all of the benefits associated with forging a consensus on an explicit policy path"⁹. Å holde informasjons forskjellighet understrekes også av andre forskere og praktikere som påstår at sentralbankens renteanslag kan redusere den økonomiske informasjonen som inneholdes i markedsrenter. Rudebush og Williams (2006) er enige om at tilgjengelighet av fremtidig pengepolitiske signaler kan endre adferd av finansmarkeder slik at de gir mindre nyttig informasjon om privat sektor som kan være en ulempe for sentralbank.

Forskning om velferdseffekter skyldes økt åpenhet og redusert varighet av markedsinformasjon viser at modellspesifikasjoner er veldig viktig for resultatene, og velferdseffekter av åpenhet kan altså bli brukt som argument for begge retninger. Morris og Shin (2002) gjorde detaljert analyse om privat og offentlig informasjonstilgjengelighet og hvordan transparens påvirker velferd. De påstår at en økning i offentlig informasjon kan føre til redusert velferd hvis privat informasjon er svært presis og offentlig signal er urett. Woodford (2005) viser at resultatene avhenger av måten sosial velferd er definert og beregnet på og argumenterer for at slikt resultat er usannsynlig da sentralbanken kan forventes å ha bedre informasjon om sin framtidige politikk enn privat sektor har. Lindner (2006) finner at offentlig informasjon øker nøyaktighet av privat informasjon mens Walsh (2006) og Gosselin (2006) finner at transparens effekten er avhengig av nøyaktigheten av sentralbankens prognoser for sjokk til økonomi. Roca (2005) og Hellwig (2005) viser i mer generelle modeller at åpenhet kan øke velferd, og Svensson (2006) konkluderer med at økt

⁹ Kahn (2007), side 45

transparens i de fleste tilfeller gir positive bidrag til sosial velferd. Derfor er resultatene på dette feltet varierende og avhenger trolig av modellspesifikasjoner.

2.2.3 Konklusjoner

Geraats (2006) fremhever at pengepolitisk åpenhet viser betydelig heterogenitet både over og innenfor forskjellige pengepolitiske rammer mens Coppel og Connolly (2003) finner liknende forutsigbarhet av pengepolitikk over sentralbankene med forskjellige kommunikasjonsstrategier. Dette tyder på at til tross for forskjeller i kommunikasjon, disse sentralbankene gir informasjon til finansmarkeder til en tilsvarende grad. Mahadeva (2007) hevder at økt transparens i målsetting vanligvis senker volatilitet i markedsrenter og innebærer mindre markedsoverraskelser, men at dette skjer med en avtagende styringsrenterente fordi utviklinger i transparens fra allerede høye nivåer har mindre effekt på å redusere sannsynligheten for markedsoverraskelser enn økt transparens fra svært lave nivåer. Derfor er det avhengig av sentralbanken om en økning i transparens som renteprognose blir en positiv utvikling, det vil si om de positive aspektene oppveier de negative.

Ulike sentralbanker trenger dessuten ulike tilnærminger både til kommunikasjon, transparens og rentebaner. Kahn (2007) tar disse forskjellene i betraktning og argumenterer for at fordeler ved endogene rentebaner er så langt ikke klart. Ulike sentralbanker har valgt ulike tilnærminger til spørsmål om åpenhet, og inflasjonsmålsetnings regimer kan være mer passende enn andre pengepolitiske regimer for å kommunisere slike rentebaner. Om markedet kommer til å forstå en betinget rentebane vil trolig avhenge av tidligere kommunikasjon og troverdighet av sentralbanken. Derfor kan slike renteprognooser være mer hensiktsmessig for sentralbankene som allerede har oppnådd godt markedsforståelse gjennom sine handlinger og kommunikasjon. Dessuten kan små MPCer være mer dyktig til å være enig om rentebane enn store komiteer.

Slike kriterier stemmer med karakteristikkene av de tre sentralbankene som har innført endogene rentebaner så langt. Deres pengepolitiske avdelinger er relativt små og kommunikasjon er blitt gradvis mer transparent de siste årene. I 2006 i uavhengig rapport om pengepolitikken i Norge fant Dørum m. fl. (2006) at negative aspekter av endogen rentebane ble av mindre betydning i det norske tilfellet.

3 Pengepolitikken i Norge

Norges Banks operative gjennomføring av pengepolitikken skal etter forskrift fastsatt av Regjeringen 29. mars 2001 rettes inn mot lav og stabil inflasjon. Det operative målet for pengepolitikken skal være en årsvekst i konsumprisene som over tid er nær 2,5 prosent. Pengepolitikken skal også bidra til å stabilisere produksjon og sysselsetting. Norges Bank kjører et fleksibelt inflasjonsmål regime som betyr at vekten er lagt på både variasjon i inflasjon og variasjon i produksjon og sysselsetting. Renten på bankenes innskudd i Norges Bank er det viktigste pengepolitiske instrumentet mens pengepolitikshovedkanalen for å påvirke økonomi er gjennom privat sektorsforventninger, ifølge Berge (2006).

Hovedstyret¹⁰ i Norges Banks (det vil si Monetary Policy Committee) fastsetter styringsrenten. Rentemøter med rentebeslutninger foregår til kjente tider, normalt hver sjettede uke. Rentebeslutninger er basert på analyser og pengepolitiskstrategi annonsert i Norges Banks pengepolitisk rapport som publiseres tre ganger i året, normalt i mars, juni og oktober/november. Norges Bank har gradvis hevet åpenhet. Strategiintervallet for styringsrenten ble publisert ex-post siden oktober 2002 og ex-ante siden juli 2004. Strategien gjelder for perioden fram til neste pengepolitisk rapport.

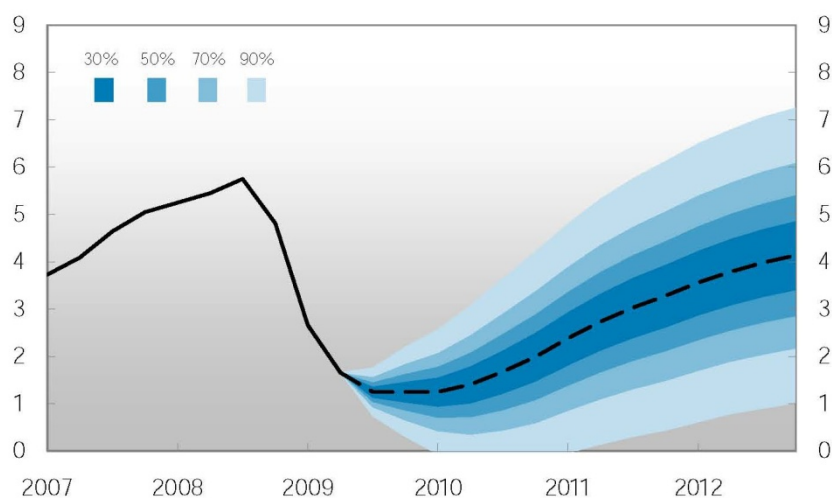
Norges Bank er opptatt med å understreke at prognosene er betinget av bankens vurdering av den nåværende økonomiske situasjonen og dens forståelse av overføringsmekanismen. Ifølge Rudebush (2006) tok Norges Bank sin anslag ett skritt lenger enn sentral bank av New Zealand når den innførte sannsynlighetsfordelinger¹¹ rundt referansebanen og alternative scenarier, se figur 1.

¹⁰ Hovedstyret består av syv medlemmer, alle oppnevnt av Kongen i statsråd. Sentralbanksjefen og visesentralbanksjefen er henholdsvis leder og nestleder i hovedstyret.

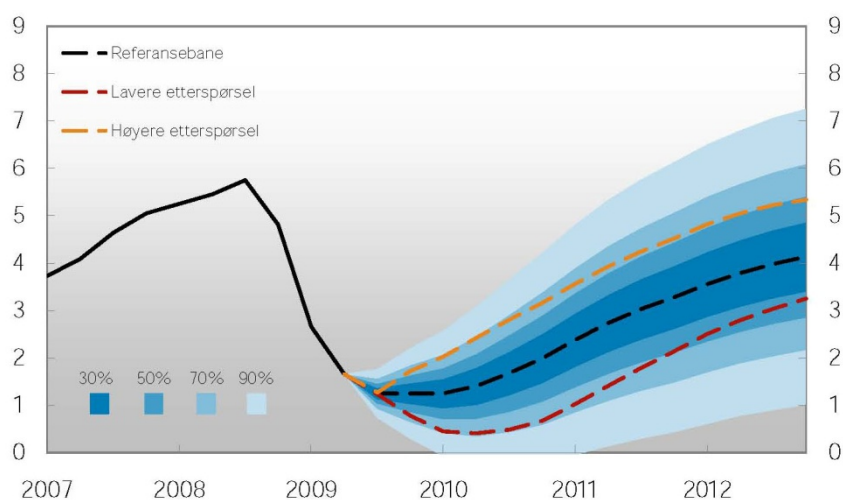
¹¹ Det kalles "usikkerhetsvifte" i den pengepolitiske rapporten.

Figur 1: Anslag på styringsrenten i referansebanen (a) og i alternativene (b) med usikkerhetsvifte Kvartalstall. Prosent. 1. kv. 2007 – 4. kv. 2012

(a)



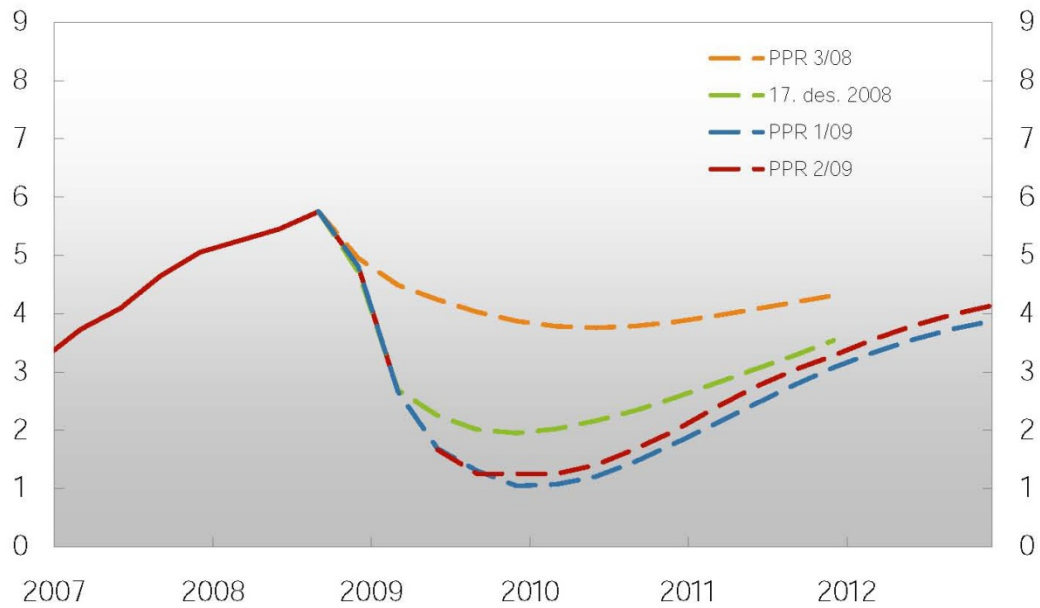
(b)



Kilde: Norges Bank, pengepolitisk rapport juni 2009.

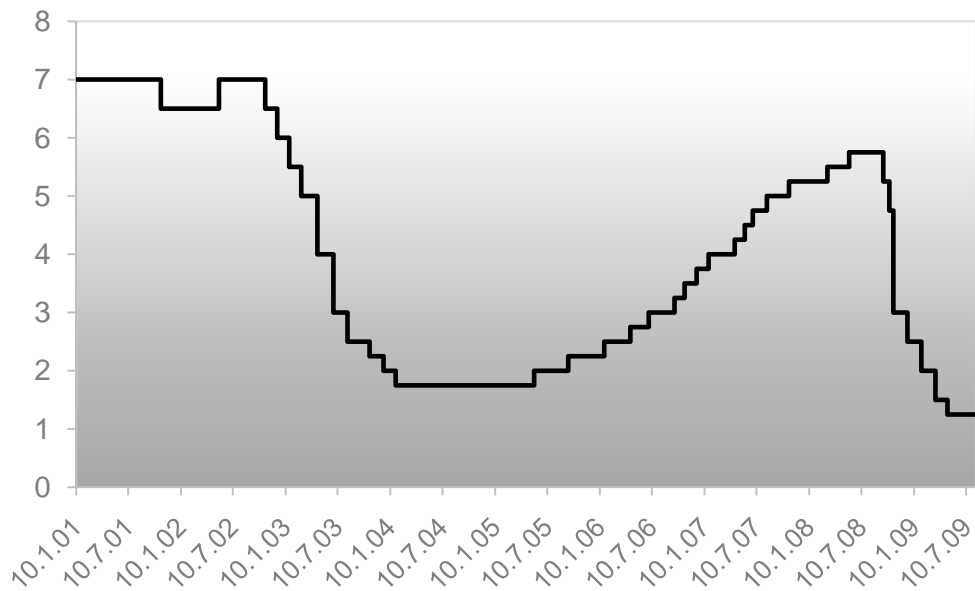
Norges Bank har overført det teoretiske rammeverket av rentebaner i fem konkrete kriterier for å vurdere en rentebane i praksis som viser de viktigste preferansene til Norges Bank i velgeprosessen av en passende rentebane. Kriteriene gjengis i appendiks J. Tolv pengepolitiske rapporter med endogene rentebanene er publisert så langt. Figur 2 gir en oversikt over de siste fire rentebanene av de tolv som publisert så langt og viser hvordan rentebanen justeres på grunn av ny informasjon. Basert på figur 2 ser det ut at Norges Bank er villig til å endre prognosene i linje med ny informasjon. Figur 3 viser utviklingen i styringsrenten etter at inflasjonen målet ble annonsert.

Figur 2: Styringsrenten i referansebanen i PPR 3/08, 17. desember 2008, PPR 1/09 og PPR 2/09. Prosent. 1. kv. 2007 – 4. kv. 2012



Kilde: Norges Bank, pengepolitisk rapport juni 2009.

Figur 3: Utvikling av styringsrenten i 2001-2009. Prosent



Kilde: Norges Bank, pengepolitisk rapport juni 2009.

4 Empirisk analyse

4.1 Forsknings spørsmål

Formålet av empirisk analyse er å undersøke nærmere påvirkninger av endogen rentebane og sammenholde disse med faglige forventninger. Denne delen vil vurdere noen aspekter av hvordan renteprognoser har påvirket markedet og mer spesifikt volatilitet av de utvalgte finansielle instrumenter og markedsreaksjoner på innenlandske og utenlandske makroøkonomiske nyheter.

Ifølge diskusjonen i litteratur om renteanslag er passende, vil resultatene trolig avhenge av land og sentralbank. Dørum et. al (2006) fant at negative aspekter har mindre betydning for Norge og understrekte at markedet virker å ha en god forståelse av sentralbankens kommunikasjon. Norges Bank hovedstyret har greid å bli enig om rentebanene. Dessuten gir figur 2 et inntrykk at sentralbanken er villig til å endre banen i lys av ny informasjon.

Positive hovedaspekter er knyttet til bedre styring av forventninger. Ifølge del 2, gir dette en mer effektiv pengepolitikk og bedre makroøkonomiske resultater som målt med stabilitet i inflasjon og produksjon. Derfor skal en passende test måle endringer i styring av forventninger og makroøkonomiske ytelse på grunn av innføring av rentebane.

Siden pengepolitikk påvirker økonomien med noen lag er det for tidlig å konkludere om virkningene av endogen rentebane på makroøkonomiske resultater i Norge. Likevel å teste noen effekter på markedsforventninger gir indikasjon om prognoser har hatt den forventede påvirkningen.

Kohn og Sack (2003) fant at sentralbankens kommunikasjon påvirker betydelig forventninger i de amerikanske finansmarkedene og at slik kommunikasjonen er viktigere enn de faktiske rentebeslutningene for å forme forventninger. Effekter på forventninger fra kommunikasjon av fremtidig pengepolitiske planer kan bli undersøkt ved å se på forutsigbarhet av pengepolitiske offentliggjøringer. Ferrero og Secchi (2007) viser til bevis på at transparens forbedrer forutsigbarhet av pengepolitiske beslutninger. For sentralbanker med inflasjonsmålsetting strategi har Fracasso m. fl. (2003) vist hvordan informasjonsåpenhet i inflasjonsrapporter er assosiert med mindre renteoverraskelser.

Studier av transparenspåvirkning er basert på hypotesen om at hvis transparens øker markedsaktørenes evne til riktige forventninger om nåværende og fremtidige pengepolitiske

handlinger, da bør mindre reaksjon observeres på dager med pengepolitiske beslutninger. Volatilitetsutvikling kan indikere om styring av forventninger har forbedret seg siden økning i transparens. Derfra kommer det første spørsmålet for analyse: har volatilitet i de utvalgte finansielle instrumenter blitt senket etter at den endogene rentebanen ble introdusert av Norges Bank?

Ifølge litteratur, for eksempel Haldane og Les (1999), setter økt transparens markedene i stand til å reagere mer i linje med sentralbank på makroøkonomiske nyheter mellom pengepolitiske rapporter. Derfor er en annen måte å undersøke effekten av renteprognoene å teste om markedsreaksjoner på makroøkonomiske nyheter har endret seg. Herfra kommer et annet spørsmål for analyse: har markedsreaksjon på de makroøkonomiske nyheter endret seg etter innføring av den endogene rentebanen?

4.2 Data og modell

Data¹² for Norge består av 1773 daglige observasjoner fra 1. mars 2001 til 14. mars 2008. For hver dag inneholder datasettet informasjon om endringer i norske renter (tremåned og femårs renter), valuta (norske kroner mot euro), OSEBX-aksjeindeks og om eventuelle nyheter som intr traff denne dagen. Nyhetene inneholder de viktigste makroøkonomiske nøkkeltallene som publiseres månedlig og alle Norges Banks rentemøter. Informasjon om endringer i europeiske renter, USD/EUR og NYSE-aksjeindeks ble også inkludert for å reflektere påvirkningen av utenlandske nyheter på det norske finansmarkedet.

4.2.1 Makroøkonomiske nøkkeltall

De makroøkonomiske nøkkeltallene inkluderer fem nøkkeltall for norsk økonomi:

- konsumprisindeksen justert for avgifter og uten energivarer (KPI-JAE);
- arbeidsledighet (AKU);
- registrert ledighet (RegLed);
- detaljomsetning (DetOms);
- kredittindikatoren (K2).

Nøkkeltallene er nærmere beskrevet i tabell 1.

¹² Datasettet er konstruert på data fra Norges Bank sin egen database og Ecowin. De fleste av brukte datamaterialer er tilgjengelig på Norges Bank hjemmeside (www.norges-bank.no) og i Ecowin databasen, mens noen ble forberedt ved hjelp av Knut Egg og Kristin Solberg-Johansen som for tiden er ansatte ved Norges Bank.

Tabell 1: Beskrivelse av nøkkeltall

Nøkkeltall	Beskrivelse
Konsumprisindeksen	Tolvmånedersvekst i konsumprisindeksen justert for avgiftsendringer og uten energivarer (KPI-JAE). Publiseres månedlig av Statistisk sentralbyrå (SSB) og omfatter varer og tjenester som tilbys private husholdninger i Norge.
Arbeidsledighet	Arbeidsledighetsprosenten ifølge arbeidskraftundersøkelsen (AKU). Måles ved sesongjustert tremåneders glidende gjennomsnitt og publiseres månedlig av SSB. AKU dekker alle personer i alderen 15–74 år registrert bosatt i Norge.
Registrert ledighet	Publiseres månedlig av NAV og baseres på registrerte ledige og jobbsøkere.
Detaljomsetning	Detaljomsetningsindeksen publiseres månedlig av SSB og beskriver verdiutviklingen i detaljomsetningen.
Kredittindikatoren	Kredittindikatoren (K2) publiseres månedlig av SSB og måler tolv månedersveksten i publikums innenlandske bruttogjeld.

I linje med Andersen m.fl. (2003) beregnes nyhetselementet¹³ ved offentliggjøring av nøkkeltall som den standardiserte differansen mellom faktisk utfall og den forventede verdien av nøkkeltallet. Forventet verdi er satt lik gjennomsnittlig forventning i markedet, målt ved undersøkelser¹⁴. Nyhetselementene standardiseres ved at differansen mellom faktisk utfall og forventet verdi divideres med series standardavvik. Dette gjør at økonomiske variabler med ulike målenheter kan sammenlignes. Standardisert nyhet av indikator k i tidspunkt t beregnes slik:

$$S_{kt} = \frac{A_{kt} - E_{kt}}{\sigma_k},$$

hvor A_{kt} er offentliggjort verdi av indikator k , E_{kt} er forventet verdi av indikator k og σ_k ¹⁵ er standardavvik av serie $A_{kt} - E_{kt}$.

Beskrivende statistikk¹⁶ for nøkkeltallene er gitt i tabell 2.

¹³ Kalles "overraskelsen" ofte i litteratur

¹⁴ Forventningstalene er hentet fra Bloomberg News sin database, Reuters og Norges Bank.

¹⁵ Standardavviket er beregnet som $\sigma_k = \sqrt{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (A_{ki} - E_{ki})^2}$

¹⁶ Alle empiriske resultater i denne oppgaven har fått ved hjelp av OxMetrics 5.

Tabell 2: Innenlandske nøkkeltall, Norges Bank rentemøter og utelandske nyheter. Beskrivende statistikk. Prosentpoeng

	Antall	Gjennomsnitt	Standardavvik	Minimum	Maksimum
<i>Norske nøkkeltall:</i>					
Konsumprisindeksen	85	-0,035294	0,20563	-0,6000	0,4000
Arbeidsledighet	74	0,0067568	0,11190	-0,2000	0,3000
Registrerte ledighet	70	-0,02000	0,088802	-0,2000	0,2000
Detaljomsetning	75	0,0733331	1,3026	-3,8000	4,2000
Kredittindikatoren	79	0,12785	0,29293	-0,6000	1,000
Rentemøter	63	0,0065079	0,099270	-0,4200	0,3800
<i>Utenlandske nyheter:</i>					
3 mnd eurorente	1773	-0,00042527	0,019491	-0,26000	-0,10500
10 års eurorente	1773	-0,00054089	0,039499	-0,14000	0,20500
USD/EUR	1773	-0,00029479	0,0065334	-0,087499	0,072304
NYSE aksjeindeks	1773	0,00015077	0,010088	-0,047015	0,051787

Endringene i konsumprisindeksen og registrert ledighet har vært i gjennomsnitt lavere enn forventet, mens endringene både i arbeidsledigheten, detaljomsetningen og kredittindikatoren har vært litt høyere enn forventet. Detaljomsetningen er mest volatil av alle nøkkeltallene, noe som reflekterer at aktørene bommer mer i sine anslag av detaljomsetningen enn for de øvrige nøkkeltallene.

I datasettet for hvert nøkkeltall er verdien satt lik standardisert overraskelse på dager med offentliggjøring og null på alle andre dager.

4.2.2 Rentemøter

Rentebeslutninger offentliggjøres etter Norges Banks rentemøter klokken 14.00 og presskonferanse holdes klokken 14.45. I linje med Knut Eeg (2007) er nyhetselementet i Norges Banks rentebeslutninger målt ved endringer i enmånedsrenten i pengemarkedet i løpet av den første timen etter at rentebeslutningen offentliggjøres. Enmånedsrenten benyttes fordi denne forfaller før det kommende rentemøtet og derfor ikke vil påvirkes av eventuelle signaler fra sentralbanken om den videre strategien. Nyhetselementet i rentebeslutninger kunne også måles på samme måte som de andre nøkkeltallene men

renteutslaget måler overraskelsen fra rett i forkant av rentemøtet, mens forventningsundersøkelser tas opp en stund i forveien.

Beskrivende statistikk er gitt i tabell 2. I datasettet for hver dag med rentebeslutning er verdien satt lik endring i enmånedrenten og null på alle dager uten rentemøter.

4.2.3 Utenlandske nyheter

Utenlandske nyheter ble inkludert i datasettet for å skape informasjon fra verdensfinansmarkeder som påvirker det norske finansmarkedet. Det er vidt kjent at amerikanske nøkkeltall påvirker finansmarkeder internasjonalt, blant annet i euroområdet. Litteratur tyder på at det norske finansmarkedet påvirkes betydelig av både amerikanske og europeiske nøkkeltall. For å gjenspeile denne påvirkningen ble følgende finansindikatorer inkludert i datasettet¹⁷:

- 3 mnd eurorente;
- 10 års eurorente;
- NYSE aksjeindeks;
- USD/EUR valutakurs.

Det er antatt at disse indikatorene reflekterer all informasjon ved offentliggjøring av amerikanske og europeiske nøkkeltall.

Beskrivende statistikk er gitt i tabell 2.

4.2.4 Rente-, valuta- og aksjeindeksen data og metoder

For at den endogene rentebanen skal oppnå formålet med å forbedre forutsigbarhet av pengepolitikk, bør dens innføring redusere overraskelser assosiert med pengepolitiske nyheter og forandre markedsreaksjonen på nøkkeltallene. Det kan også forventes at volatiliteten av finansielle instrumenter ble redusert etter at den endogene rentebanen ble introdusert.

Data som ble brukt i analyse er¹⁸:

- tremåneders rente,
- femårs rente,
- spotkurs NOK/EUR,
- OSEBX aksjeindeks.

¹⁷ Daglige endringer i eurorenter ble brukt i analyse mens daglige log-endringer i NYSE-indeksen og USD/EUR kurs ble brukt

¹⁸ Log-endringer av oslobørsindeksen og NOK/EUR valutakurs ble brukt i analyse

Datsettet inneholder 1773 daglige endringer i periode fra 1. mars 2001 til 14. mars 2008. Beskrivende statistikk er gitt i tabell 3 og diagrammer av aktuelle seriene er gitt i appendiks A.

For å finne ut om at markedsreaksjonen til innenlandske og utenlandske makroøkonomiske og pengepolitiske nyheter har forandret seg og hvordan den forandret seg, ble metoder for analyse av brudd med kjent tidspunkt brukt. Volatilitetsanalyse er basert på GARCH-modeller. Alle metoder blir nærmere beskrevet i følgende kapiteler.

Tabell 3: Beskrivende statistikk for daglig endringer i renter, valutakurs og aksjeindeks. Prosentpoeng

	Gjennomsnitt	Standardavvik	Minimum	Maksimum
3 mnd rente	-0,00068047	0,039211	-0,38528	0,30856
5 års rente	-0,0010799	0,045928	-0,38353	0,24996
NOK/EUR	-0,00001694	0,0037058	-0,011677	0,022217
OSEBX	0,00040991	0,012705	-0,066094	0,068339

4.3 Analyse

4.3.1 Modellvalg og beregning av gjennomsnittseffektene av nyhetsvariablene

I linje med Andersen m.fl. (2003) er den generelle modellen av hvert av de diskuterte finansielle instrumentene en lineær funksjon av I laggede verdier av avhengig variabel selv og J laggede verdier av nyheter for hver av K indikatorer:

$$FI_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^I \beta_i FI_{t-i} + \sum_{k=1}^K \sum_{j=0}^J \beta_{kj} S_{k,t-j} + \varepsilon_t$$

Modellen estimeres med vanlig OLS-metode med antagelse om ingen seriekorrelasjon i restleddet¹⁹. Likningen brukes for å bestemme gjennomsnittseffektene av nyhetsvariablene og for å finne effekten av introdusering av den eksogene rentebanen.

Laggede verdier av nyhetsvariablene ble inkludert i likningen med tanke på at markedsreaksjon på nyhetene ikke alltid er øyeblikkelige og markedsaktører vurderer signalene som kommer med nyhetsvariablene i løpet av noen dager.

¹⁹ Slik antagelsen er ikke rimelig siden det er vidt kjent fra teori at både renter, valutakurs og aksjeindekser er GARCH-prosesser og restleddet inneholder seriekorrelasjon. Men formålet av dette avsnittet er å velge modeller som kan beskrive påvirkningen av pengepolitiske og makroøkonomiske indikatorer på markedsreaksjon best mulig utenom volatilitets modellering.

Estimering ble startet med $I = J = 7$ og variablene ble ekskludert fra modeller basert på t -statistikk og F -statistikk. For å konkludere hvilken modell passer best ble Akaike²⁰ og Schwartz²¹ informasjonskriterier tatt i bruk. Siden $\ln T$ er større enn 2, velger SBC alltid modeller med mindre antall variabler enn AIC. Det vil si at grensekostnad av å inkludere flere variabler i modell er større med SBC enn med AIC. Ifølge Enders (2004), har SBC bedre egenskaper i serier med stor antall observasjoner enn AIC.

Tabell 4: OLS modeller

Modell 1: tremånedens rente											
Rente 3 måneder	KPI	AKU	RegLed	DetOms	K2	Rentemøter	EU rente 3 mnd	EU rente 10 år	EUR/USD	NYSE	
lag 1	lag 0-1	lag 3	-	lag 3	-	lag 1, 2 og 4	lag 0-3	lag 3 og 4	lag 0 og 3	-	
Modell 2: femårs rente											
Rente 5 år	KPI	AKU	RegLed	DetOms	K2	Rentemøter	EU rente 3 mnd	EU rente 10 år	EUR/USD	NYSE	
lag 1 og 4	lag 0	-	lag 1	lag 4	-	lag 0 og 2	lag 0-1	lag 0-2	lag 1	-	
Modell 3: Valutakurs NOK/EUR											
NOK/EUR	KPI	AKU	RegLed	DetOms	K2	Rentemøter	EU rente 3 mnd	EU rente 10 år	EUR/USD	NYSE	
lag 1 og 3	lag 0	lag 2	-	lag 0	-	lag 0-1	-	-	lag 2	lag 1	
Modell 4: OSEBX aksjeindeks											
OSEBX	KPI	AKU	RegLed	DetOms	K2	Rentemøter	EU rente 3 mnd	EU rente 10 år	EUR/USD	NYSE	
lag 1	lag 3	lag 1, 3	-	-	-	-	-	0	-	lag 0-2, 4	

Oversikt over gjennomførte modeller er gitt i Appendiks B.

AIC og SBC har valgt forskjellige modeller for renter or valuta. Den eneste modellen som ble valgt med både AIC og SBC er for aksjeindeksen. Ifølge nevnte egenskaper ble SBC brukt for å velge mest passende modell i hvert tilfelle. Oversikt over de valgte modellene er gitt i tabell 4. De detaljerte resultatene fra estimering av meanlikningen vises i appendiks C.

Alle parametrene i hver av fire modeller er statistiske signifikante på 5% nivå unntatt laggede verdi av KPI-JAE i OSEBX-modellen.

²⁰ Ifølge Enders (2004) defineres Akaike informasjonskriterium som $AIC = T \ln SSR + 2n$, hvor T – antall observasjoner, SSR – "sum of squared residuals" og n – antall parametre i modell.

²¹ Ifølge Enders (2004) defineres Shwartz informasjonskriterium som $SBC = T \ln SSR + n \ln T$, hvor T – antall observasjoner, SSR – "sum of squared residuals" og n – antall parametre i modell.

KPI-JAE påvirker renter og kronekurs signifikant. I modellen for OSEBX KPI-JAE er inkludert i tredje lag. Påvirkningen av KPI-JAE er sterkest på femårs rente der er avvik fra forventet verdi på 0,2 prosentpoeng (tilsvarende ett standardavvik) innebærer 0,046 prosentpoengs renteendring²². Detaljomsetningen og de to indikatorene for arbeidsledighet (laggede verdier i de fleste tilfellene) har signifikantpåvirkning på alle de avhengige variablene. Disse makroindikatorene har betydelig svakere effekter på renter og valutaraten enn KPI-JAE. Kredittindikatoren og kredittindikatorens laggede verdier er ikke med i figuren, da de ikke har signifikant påvirkning på ingen av variablene.

Ny informasjon fra utlandet, inkludert i de finansielle variablene fra euroområdet og USA, påvirker både norske renter, valutaraten og aksjeindeksen signifikant. Påvirkningen fra kortsiktige eurorenter er sterkest for tremånedens rente, mens langsiktige eurorenter påvirker sterkest tiårsrente. De utenlandske nyhetene har minst påvirkning på valutaraten. OSEBX indeksen påvirkes sterk av informasjon som NYSE indeksen inneholder. Norges Banks rentebeslutninger påvirker betydelig både kortsiktig og langsiktig renter og valutaraten.

4.3.2 OLS modeller med dummy

En modell som bruker dummy variabler for å teste brudd i kjente tidspunkt ble estimert for å undersøke om hvordan markedsreaksjonen til nyhetsvariablene endret seg etter at den eksogene rentebanen ble introdusert. Modellen er basert på Gujarati (2003):

$$FI_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^I \beta_i FI_{t-i} + \sum_{k=1}^K \sum_{j=0}^J \beta_{kj} S_{k,t-j} + \sum_{k=1}^K \sum_{j=0}^J \beta_{kj}^D D_{k,t-j} S_{k,t-j} + \beta^D D + \varepsilon_t$$

Der D og $D_{k,t-j}$ er binære dummy variabler, lik 0 før 1. november 2005 og lik 1 deretter.

Denne modellen er binær interaksjons regresjon som tester for et brudd i parametrene i 1. november 2005. Modellens formål er å teste om at de utvalgte tidsseriene har annerledes reaksjon til annonsering av nyhetsvariablene i tidsperioden frem 1. november 2005. I tillegg tillater modellen for å teste om gjennomsnittlige endringer i de utvalgte finansielle instrumentene har forandret seg betydelig etter at den endogene rentebanen ble innført.

²² 0,2 prosentpoeng avvik fra forventet verdi tilsvarer ett prosentpoeng endring i den standardiserte konsumprisindeksen som ble brukt ved modellering.

Signifikant β^D indikerer at gjennomsnittlige endringer i de avhengige variablene er betydelig forskjellige i to perioder²³. Positiv β^D viser at gjennomsnittlige endringer i den andre perioden var signifikant større enn i den første perioden. På andre side positiv verdi av β^D sammen med negative verdier av $D_{k,t-j}$ peker mot mindre usikkerhet i endringene, det vil si at selv om endringene var større i den andre perioden var de mer forutsigbare og mindre del av disse endringene har skjedd på grunn av overraskelser som innholder i den makroøkonomiske informasjonen.

Signifikante koeffisienter β_{kj}^D viser at markedsreaksjonen til nyheter er forskjellig i to perioder. Signifikante og negative verdier av β_{kj}^D indikerer at markedsreaksjonen på de makroøkonomiske og utenlandske nyhetene har senket etter 1. november 2005.

Tabell 5: Koeffisienttegn ved dummy variabler

	Rente, 3 måneder	Rente, 5 år	NOK/EUR	OSEBX
KPI	(-)	-	(-)	(-)
AKU	-		(+)	+
RegLed		(+)		
DetOms	+	(+)	(+)	
K2				
Rentemøter	-	-	-	
Eurorente 3 måneder	-	(+)		
Eurorente 10 år	(-)	(-)		(+)
EUR/USD	(+)	(+)	(-)	
NYSE			-	+

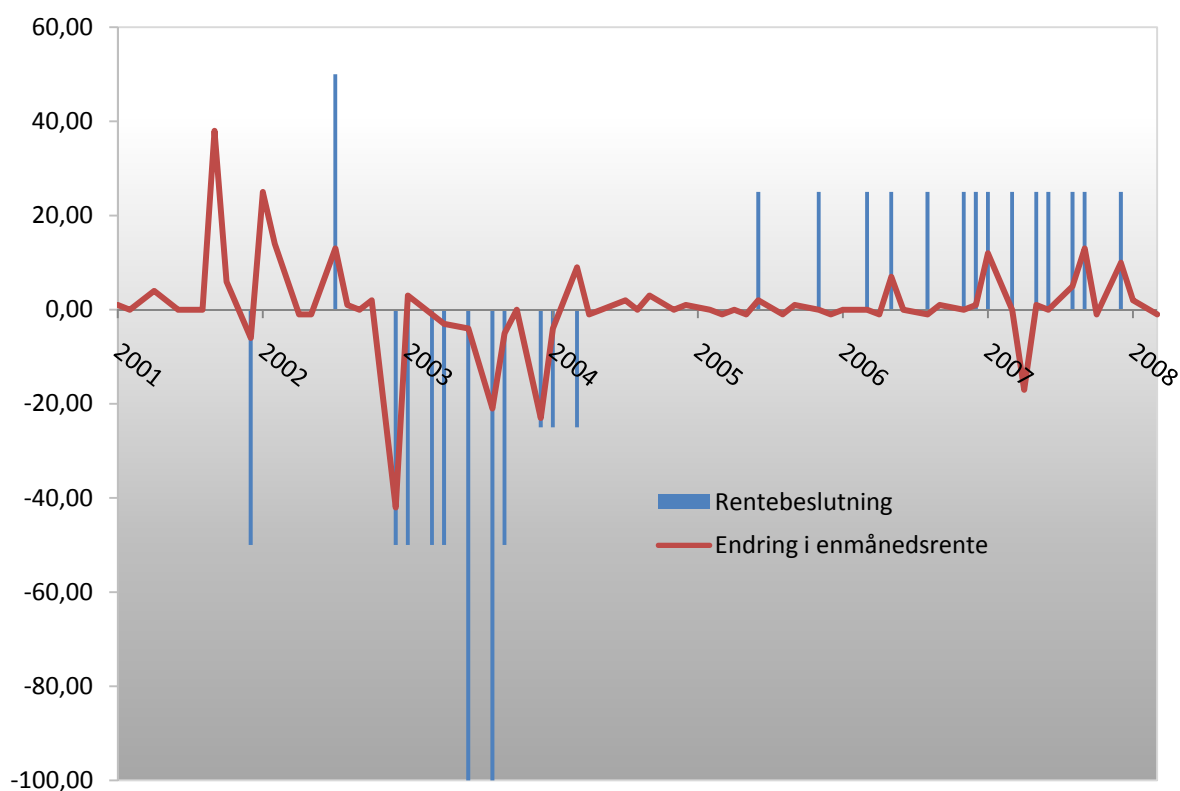
De detaljerte resultatene for dummykoeffisienter gjengis i appendiks D. β^D er signifikant kun for tremånedssrente og har positiv tegn. Det viser at de gjennomsnittlige endringene var større i den andre perioden. For de andre avhengige variablene ble forskjell i gjennomsnitt verdi av endringer ikke signifikant.

Tabell 5 viser tegn og signifikans av dummykoeffisienter β_{kj}^D . De koeffisientene som ble ikke signifikante på 5% nivå står i parentes i tabellen. De fleste koeffisientene i modellene for både langsiktig og kortsiktig renter og valuta har negativ tegn som sier at

²³ Det vil si at regresjonsslope er forskjellig i to perioder

markedsreaksjon på de makroøkonomiske nøkkeltallene er senket etter 1. november 2005. Det viktigste resultatet er senket reaksjon på Norges Bank rentemøter med rentebeslutninger. Det bekrefter at med økt transparens og innføring av den endogene rentebanen kan markedsaktørene predikere endringer i styringsrente bedre enn før og at overraskelseeffekt på dagene med rentemøter og rentebeslutninger ble mindre etter 1. november 2005²⁴. Disse resultatene er i linje med figur 4 som viser sammenhengen mellom rentebeslutningene og utslag i enmånedsrente som er et mål på overraskelseelementet i rentebeslutninger. Det er klart at i den andre perioden rente utslag var betydelig mindre enn i den første som med andre ord betyr at renteendringene var i det meste som forventet.

Figur 4: Rentebeslutninger og endring i enmånedsrente



4.3.3 Testing for GARCH-errors

Med OLS-estimering ble det antatt at det er ingen seriekorrelasjon i restleddene. Det er vidt kjent fra litteratur at volatilitet for finansielle instrumenter er seriekorrelert. Det innebærer blant annet perioder med høy og lav volatilitet. Appendix A viser daglige endringer i de utvalgte instrumentene. Det er klart at alle seriene har enkelte perioder som preges av høy

²⁴ En annen tolkning kan bli at gjennomsnitt verdi av absolutte endringer i styringsrente var betydelig mindre i den andre perioden og derfor ble markedsreaksjonen på rentebeslutninger svakere i den første perioden.

volatilitet mens de andre periodene preges av lav volatilitet som peker mot seriekorrelasjon i restleddene. Dette forholdet kan modelleres ved hjelp av såkalt GARCH-modellering²⁵.

Testing for GARCH-feil er basert på de kvadrerte residualene fra modellene gitte i tabell 4 og inneholder grafisk analyse gjennom sammenligning av normalfordeling med fordeling av residualene (appendiks E) og autokorrelasjon-funksjon (appendiks F). Normalitetstester²⁶ viser hvor fordeling av residualene er forskjellig fra normalfordelingen og ARCH-test²⁷ sammen med Q-statistikk²⁸ representerer numeriske metoder for GARCH-feil testing.

Appendiks E sammen med normalitetstestene viser at fordeling av residualene for alle seriene ligger langt fra normalfordeling. Autokorrelogramene som er vist i appendiks F peker mot sterk seriekorrelasjon i restleddene. Verdiene av autokorrelasjons funksjon er høyt opp til femten lag for alle seriene.

Resultatene for ARCH-test og Q-statistikk er gitt i tabell 6. GARCH-feil finnes i alle seriene som forventet. Null hypotese om ingen seriekorrelasjon er forkastet med både ARCH-test og Box-Pierce test. P-verdiene for disse testene er nesten lik null med forskjellig laglengde for alle seriene som sikrer at modellene som beskrevet i avsnittet 4.3.1 er ikke relevante for de utvalgte seriene og GARCH modellering må tas i bruk i stedet for vanlig OLS modellering.

²⁵ GARCH-estimering ble foreslått av Bollerslev (1986) som utvidet metode av ARCH-estimering som ble introdusert av Engle (1982). GARCH lar betinget varians være en ARMA prosess: $\varepsilon_t = v_t \sqrt{h_t}$ hvor $\sigma_v^2 = 1$ og

$$h_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{i=1}^p \beta_i h_{t-i} .$$

²⁶ Normalitetstester inneholder verdier av skewness, excess kurtosis og Jarque-Bera test (Jarque og Bera, 1987) sammen med t-test og p-verdier. Skewness koeffisienten (SK) er lik 0 for normalfordeling mens kurtosis koeffisienten (KU) er lik 3 (excess kurtosis er lik $KU - 3$). Jarque-Bera test er goodness-of-fit avviksmål fra normalitet, basert på skewness og kurtosis av serie.

²⁷ ARCH-test (Engles LM ARCH test; Engle, 1982) baseres på en regresjon av kvadrerte residualer på konstant og laggede verdier av dem selv. Det vil si $\hat{\varepsilon}_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \hat{\varepsilon}_{t-1}^2 + \alpha_2 \hat{\varepsilon}_{t-2}^2 + \dots + \alpha_q \hat{\varepsilon}_{t-q}^2$ med null hypotese om

$$\alpha_1 = \alpha_2 = \dots = \alpha_q .$$

²⁸ Box-Pierce test for seriekorrelasjon i restleddene med null hypotese om at restleddene er "white noise"

Tabell 6: Resultatene for seriekorrelasjon testing

Rente 3 mnd			
<i>Normality tests</i>			
	Statistic	t-test	p-value
Skewness	-1,0700	18,3880	1,63E-75
Excess Kurtosis	9,9943	85,9250	0,00000
Jarque-Bera	7700,0000		0,00000
<i>ARCH-test</i>			
Antall lag	F-verdi	p-verdi	
2	20,0390	0,00000	
5	13,9140	0,00000	
10	9,7192	0,00000	
15	6,5391	0,00000	
<i>Q statistic on squared data</i>			
Antall lag	Q-verdi	p-verdi	
5	89,1493	0,00000	
10	152,6420	0,00000	
20	177,8650	0,00000	
50	271,7530	0,00000	

NOK/EUR			
<i>Normality tests</i>			
	Statistic	t-test	p-value
Skewness	0,3587	6,1634	7,12E-10
Excess Kurtosis	1,6718	14,3730	0,00000
Jarque-Bera	243,9300		0,00000
<i>ARCH-test</i>			
Antall lag	F-verdi	p-verdi	
2	8,3669	0,00020	
5	5,5058	0,00000	
10	3,9750	0,00000	
15	2,9176	0,00010	
<i>Q statistic on squared data</i>			
Antall lag	Q-verdi	p-verdi	
5	31,0844	0,00000	
10	51,2346	0,00000	
20	71,9584	0,00000	
50	98,2784	0,00005	

Rente 5 år			
<i>Normality tests</i>			
	Statistic	t-test	p-value
Skewness	-0,5865	10,0790	6,84E-24
Excess Kurtosis	6,1553	52,9200	0,00000
Jarque-Bera	2894,1000		0,00000
<i>ARCH-test</i>			
Antall lag	F-verdi	p-verdi	
2	11,3690	0,00000	
5	9,1215	0,00000	
10	7,1804	0,00000	
15	9,6796	0,00000	
<i>Q statistic on squared data</i>			
Antall lag	Q-verdi	p-verdi	
5	57,6562	0,00000	
10	108,7590	0,00000	
20	226,0390	0,00000	
50	293,9370	0,00000	

OSEBX			
<i>Normality tests</i>			
	Statistic	t-test	p-value
Skewness	-0,5369	9,2271	2,78E-20
Excess Kurtosis	3,3494	28,7960	0,00000
Jarque-Bera	911,8800		0,00000
<i>ARCH-test</i>			
Antall lag	F-verdi	p-verdi	
2	30,8270	0,00000	
5	25,4600	0,00000	
10	15,3810	0,00000	
15	11,6730	0,00000	
<i>Q statistic on squared data</i>			
Antall lag	Q-verdi	p-verdi	
5	185,1970	0,00000	
10	277,9130	0,00000	
20	367,5290	0,00000	
50	388,5200	0,00000	

4.3.4 GARCH modeller

Testing av GARCH modeller ble begynt med den generelle modellen:

$$1) \quad FI_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^I \beta_i FI_{t-i} + \sum_{k=1}^K \sum_{j=0}^J \beta_{kj} S_{k,t-j} + \varepsilon_t$$

$$2) \quad \varepsilon_t = v_t \sigma_t$$

$$3) \quad v_t \sim i.i.d.D(0,1)$$

$$4) \quad \sigma_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{i=1}^p \beta_i \sigma_{t-i}^2$$

Der (1) er meanlikningen fra avsnittet 4.3.1. (2) sier at residualene fra meanlikningen (1) kan uttrykkes ved standardavviket til residualene σ_t og de standardiserte residualene v_t . Variansen til residualene σ_t^2 kan modelleres i (4) som funksjon av egne laggede verdier og laggede verdier av de standardiserte residualene.

Det er vidt kjent fra litteratur at i mange høyfrekvente tidsserier er den betingede variansen estimert ved hjelp av en GARCH modell viser en sterk vedholdenhet, som er:

$$\sum_{j=1}^p \beta_j + \sum_{i=1}^q \alpha_i \approx 1. \text{ Denne tendensen ble også funnet ved estimering av GARCH-modeller for}$$

både renter, valuta og aksjeindeksen. Engle og Bollerslev (1986) foreslo en Integrated GARCH (IGARCH) modell for slike tilfeller der likningen (4) er gitt som ARCH(∞) prosess (skrev ved hjelp av lagoperator L):

$$\sigma_t^2 = \frac{\alpha_0}{[1 - \beta(L)]} + \left\{ 1 - \phi(L)(1-L)[1 - \beta(L)]^{-1} \right\} \varepsilon_t^2 \text{ der}$$

$$\phi(L) = [1 - \alpha(L) - \beta(L)](1-L)^{-1}$$

Basert på autokorrelogramene ble GARCH og IGARCH modeller med forskjellige (q, p) gjennomgått. Modellvalg ble basert på de samme kriteriene som ble brukt i avsnittet 4.3.1: informasjonskriterier og statistisk signifikans av koeffisienter i volatilitetslikningen. Meanlikningen (1) ble ikke endret selv om noen koeffisienter ikke var signifikante ved GARCH estimering selv på 10% nivå.

Som vist av Palm (1996), Pagan (1996) og Bollerslev, Chou og Kroner (1992) er bruk av fat-tailed fordelinger utbredt i litteratur. Bollerslev (1987), Hsieh (1989), Baillie og Bollerslev (1989) og Palm og Vlaar (1997) blant andre visste at disse fordelinger gir bedre resultater med tanke på å fange opp høyere observert kurtosis. Derfor ble alle modellene

estimert med antagelsen at betinget fordeling av restleddene i meanlikningen kan være både normalfordeling og Students t-fordeling.

De modellene som ble valgt for videre analyse vises i tabell 7. De detaljerte resultatene fra estimering av meanlikningen (1) sammen med volatilitetslikningen (4) gjengis i appendiks G.

Tabell 7: GARCH modeller

	GARCH modell	Error fordeling	p	q	Tilleggsinformasjon
Rente, 3 måneder	IGARCH	Student	4	4	$\alpha_2 = 0, \beta_2 = 0$
Rente, 5 år	IGARCH	Student	2	1	
NOK/EUR	GARCH	Student	3	2	
OSEBX	IGARCH	Student	3	2	

De fleste koeffisientene²⁹ i GARCH modellene er statistisk signifikante på 1 %, 5 % eller 10 % nivå. Som forventet ble mange av de valgte forklaringsvariablene i meanlikninger ikke statistisk signifikante lenger. Konsumerprisindeksen har signifikant påvirkning kun på kortsiktig rente og norske kroner vekslingsrate mot euro. Laggede verdier av arbeidsledighet påvirker signifikant alle avhengige variablene unntatt femårs rente. Det samme gjelder laggede verdier av registrert ledighet og detaljert omsetning som er fortsatt statistiske signifikante i alle modellene de ble inkludert i, unntatt femårs rente. Rentemøter har sterk signifikant påvirkning på renter og vekslingsraten. De utenlandske nyhetene påvirker norske renter mye mindre enn med OLS estimering: kun andre lag av endring i tremåned eurorente og endring i vekslingsrate av amerikansk dollar mot euro er signifikante for tremåned norskrente modell. Femårs norskrente påvirkes sterk av endringer i tremåned og tiårs eurorenter. De utelanlandske nyhetene har ingen signifikant effekt på vekslingsrate av norske kroner mot euro. OSEBX aksjeindeksen er kun sensibel for endringer i NYSE komposittindeksen.

I appendiks H vises resultatene for seriekorrelasjonstesting i de estimerte GARCH modellene. Testene ble gjennomført for å sjekke at de estimerte modellene er godt nok til å

²⁹ Koeffisientene α_1 og β_2 i modell for norske kroner er ikke signifikante selv på 10 % nivå. Modellen som ble estimert uten de to koeffisientene hadde høyere verdier av informasjonskriterier.

fange opp dynamikken av de avhengige variablene. Både Engles LM testen og Box-Pierce testen viser at restleddene er ikke seriekorrelert og kan regnes som "white noise" prosess.

Volatilitetsdiagrammer er visst i appendiks I. Visuell inspeksjon viser at både kort- og langsiktige renter var mer volatile i den første perioden enn i den andre. Norske kroner var også litt mindre volatile etter at den endogene rentebanen ble introdusert. Diagrammet for aksjeindeksen viser stor økning i volatilitet etter midt av 2005 året.

Innføring av binær dummy variabel³⁰ i volatilitetslikningen bekrefter resultater fra diagrammene. I rentemodeller har begge koeffisienter ved dummy variabel et negativt tegn og koeffisientene er signifikante på 10% signifikansnivå i tremåneders rentemodellen og 1% signifikansnivå i femårs rentemodellen. Koeffisient ved dummy variabel i norske kroner modellen er også signifikant på 1% signifikansnivå med negative tegn. Dummykoeffisienten i OSEBX modellen har positivt tegn og statistisk signifikant på 1% nivå som bekrefter diagraminspeksjon og peker på større volatilitet i den andre perioden.

Tabell 8: Gjennomsnittlig beregnet volatilitet i forskjellige perioder. Standardavvik, basispunkter

		Rente, 3 måneder	Rente, 5 år	NOK/EUR	OSEBX
Gjennomsnitt volatilitet i perioden 08.03.2001 - 31.10.2005	alle dager	3,5537	4,1892	0,3631	1,0557
	dager med rentemøte	3,8905	4,0523	0,3627	1,0221
Gjennomsnitt volatilitet i perioden 01.11.2005 - 14.03.2008	alle dager	3,3779	2,7786	0,3482	1,3126
	dager med rentemøte	3,6180	2,8173	0,3545	1,5078
Gjennomsnitt volatilitet i perioden 08.03.2001 - 31.06.2004	alle dager	4,0622	4,4650	0,3703	1,1134
	dager med rentemøte	4,4740	4,2914	0,3697	1,0922
Gjennomsnitt volatilitet i perioden 01.07.2004 - 14.03.2008	alle dager	2,9034	3,0298	0,3469	1,1796
	dager med rentemøte	3,1294	3,0477	0,3515	1,3106

Det er klart fra volatilitetsdiagrammene at volatilitet i markedsrenter og norske kroner senket tidligere enn fra 1. november 2005 derfor er det rimelig å sjekke en annen dato som forandringstidspunkt. Som ble nevnt i det tredje avsnittet har Norges Bank hevet åpenhet gradvis og innføring av rentebanen ble det tredje steget til forbedret kommunikasjon. Fra 1. juli 2004 begynte Norges Bank å publisere strategiintervallet for styringsrenten og volatilitetsdiagrammene viser til forandringer rundt denne dato.

³⁰ Binær dummy variabel har verdi 0 for observasjoner før 1. november 2005 og verdi 1 etter.

Figur 5 viser volatilitet kun på dager med rentemøter mens i tabell 8 gjengis gjennomsnittlig beregnet volatilitet for fire perioder:

- fra 08.03.2001 til 31.10.2005 (1)
- fra 01.11.2005 til 14.03.2008 (2)
- fra 08.03.2001 til 30.06.2004 (3)
- fra 01.07.2004 til 14.03.2008 (4)

Sammenligning av gjennomsnittlig verdi av volatilitet i to perioder ved hjelp av ensidig t-test bekrefter de fleste resultatene som ble tidligere oppnådd. Gjennomsnittlig volatilitet på alle dager i tremånedrente på 3,38³¹ i perioden etter 1. november 2005 er signifikant mindre, på 10% nivå, enn volatilitet på 3,55 i perioden før denne dato; mens gjennomsnittlig volatilitet på dager med rentemøte er ikke signifikant forskjellig i de nevnte periodene selv på 10% nivå. Resultatene forandrer seg ved sammenligning av tredje og fjerde perioder: gjennomsnittlig volatilitet var signifikant mindre i perioden (4) enn i perioden (3) både på alle dager og på dager med rentemøter. Gjennomsnittlig volatilitet i femårs renten var signifikant forskjellig, på 1% nivå, både ved sammenligning av periodene (1) og (2) og periodene (3) og (4). Resultatene i tabellen 8 viser til at volatilitet i femårsrente falt betydelig både på alle dager og på dager med rentemøter.

Gjennomsnittlig volatilitet i norske kroner er senket signifikant fra perioden (1) til perioden (2) og fra perioden (3) til perioden (4). Men det gjelder kun gjennomsnittlig volatilitet beregnet på alle dager; volatilitet på dager med rentemøter har ikke endret seg betydelig verken ved sammenligning av periodene (1) og (2) eller periodene (3) og (4). Årsaken til det er trolig lav forklarings grad av rentemøter. Selv om overraskelser assosierte med rentemøter inngår i meanlikningen og påvirker endringene i kurs av norske kroner signifikant, forklarer de mindre enn 1% av total varians i disse endringene.

Som nevnt før har volatilitet i oslobørs aksjeindeksen økt betydelig i perioden (1). Sammenligning av periodene (3) og (4) gir de samme resultatene. Overraskelser i de norske nøkkeltallene og de pengepolitiske nyhetene forklarer mindre enn 1% av total varians i OSEBX indeksen. Dessuten inngår ikke rentemøter i meanlikningen i det helle tatt, mens påvirkningen av de nøkkeltallene som inngår i OSEBX meanlikningen er ikke signifikant. Det er rimelig å konkludere at bevegelsene i OSEBX indeksen kan verken forklares med overraskelser i nyhetene eller i rentebeslutninger. Derfor har økt åpenhet av

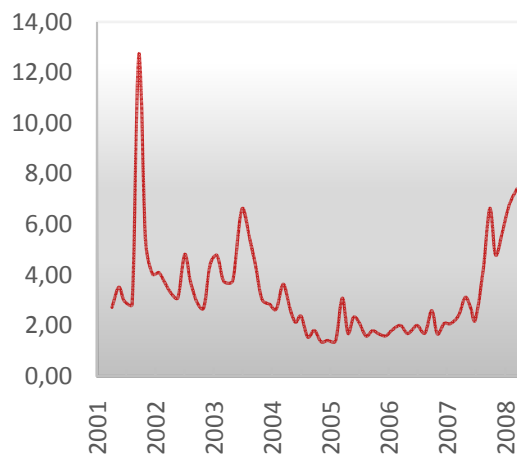
³¹ Her og videre volatiliteten er målt i standardavviks basis punkter.

pengepolitikken, det vil si innføring av rentebanen, ikke påvirket volatilitet av OSEBX indeksen. De observerte endringene i volatilitet forklares trolig med utvikling av verdens største aksjeindekser.

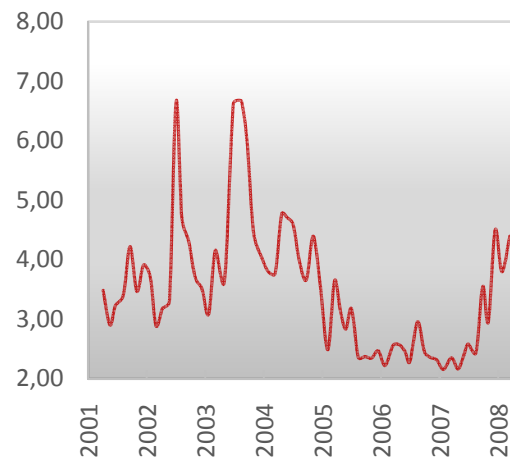
Figur 5 sammen med appendiks J visualiserer resultatene og gitte kommentarer.

Figur 5: Volatilitet på dager med rentemøter i (a) tremånedrente, (b) femårsrente, (c) norske kroner, (d) aksjeindeksen. Standardavvik, basispunkter

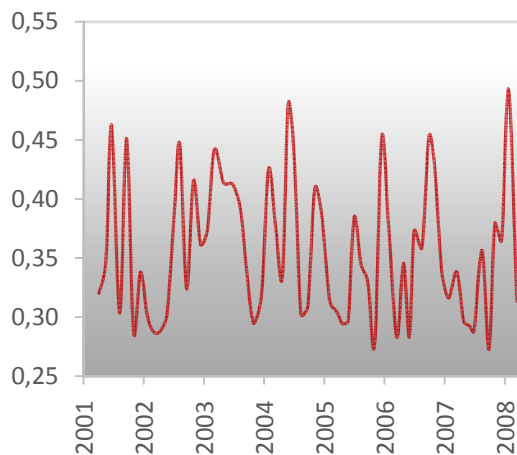
(a)



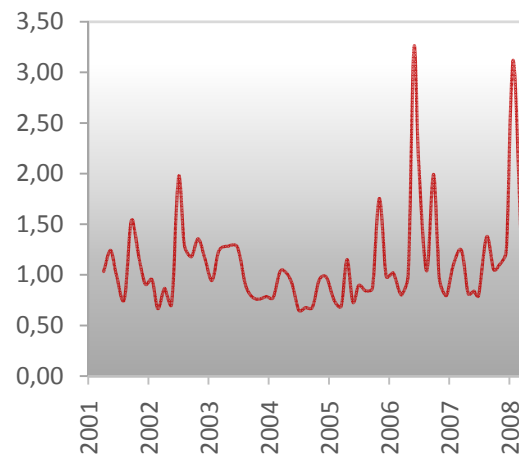
(b)



(c)



(d)



5 Konklusjoner

Hovedoppgaven skulle svare på de to følgende spørsmål:

1. Har markedsreaksjon på makroøkonomiske nyheter endret seg?
2. Har volatilitet i de norske finansmarkedene blitt senket etter at den endogene rentebanen ble innført?

Resultatene viser til positiv svar på begge spørsmål når det gjelder både tremåned og femårsrentene. Gjennomsnittlig volatilitet i rentene er betydelige mindre i den andre perioden både på alle dager og på dager med rentemøter og markedsreaksjon på makroøkonomiske nyheter har endret seg betydelig siden Norges Bank innførte prognoser for styringsrenten i 2005. Disse resultatene er relatert med hverandre. Rentebanen har hevet markedskunnskap om sentralbankens pengepolitiske handlinger. Dette innebærer både økt forutsigbarhet av pengepolitiske offentliggjøringer som ble undersøkt med den andre problemstillingen og mer adekvat markedsreaksjon på makronyheter mellom pengepolitiske rapporter som er i linje med den første problemstillingen.

Volatilitet av norske kroner og oslobørs indeksen har ikke endret seg på grunn av økt transparens av pengepolitikken i Norge³². Markedsreaksjon på de makroøkonomiske nyhetene viser heller ikke noen betydelige forandringer etter 1. november 2005.

Det makroøkonomiske miljøet i Norge har vært mer stabil etter den endogene rentebanen ble innført i november 2005 enn tidligere og variansen av styringsrente har falt signifikant³³. Den økte stabiliteten har trolig påvirket resultatene og særlig overraskelser som assosiert med rentebeslutninger. Derfor er det ikke mulig å konkludere om lavere varians i markedsrentene skyldes styringsrentenes utvikling eller økt transparens av Norges Bank pengepolitikken. Dessuten kan endringer i markedsrentene reaksjoner på de makroøkonomiske nyhetene ikke være et resultat av økt kunnskap om sentralbankens reaksjonsmønster men kan være en reaksjon på de opplevde endringene i dette reaksjonsmønsteret i de siste årene. Likevel er det basert på de teoretiske prestasjonene rimelig å tro at resultatene ikke forklares bare med økt stabilitet eller endringene i reaksjonsmønsteret. Det er sannsynlig at den observerte effekten i rentene er knyttet til økt åpenhet av Norges Bank og at rentebanen har påvirket markedsreaksjoner.

³² Volatilitet av OSEBX indeksen har faktisk økt betydelig i den andre perioden men grunner av slike forandringer i aksjemarkedet er ute av oppgavens forskningsområde.

³³ Med to-sidig F-test, kan hypotesen om lik variansen i perioder før og etter 1. november 2005 forkastes selv på 1% signifikansnivå.

Det var ikke forventet at innføring av rentebanen skulle endre aksjemarked reaksjonsmønsteret. Aksjemarkedene i hele verden viser medbevegelser og det norske aksjemarkedet påvirkes av de internasjonale aksjemarkedene mye mer enn av den norske makroøkonomien og pengepolitikken. Det ble vist med både OLS modellen og GARCH modellen at endringene både i OSEBX indeksen og i volatiliteten påvirkes særlig svak av de pengepolitiske og makroøkonomiske nyhetene men påvirkes sterkt av det amerikanske aksjemarkedet.

6 Referanser

Andersen, Torben G., Tim Bollerslev, Francis X. Diebold and Clara Vega, "Micro Effects of Macro Announcements: Real-Time Price Discovery in Foreign Exchange". *The American Economic Review*, march 2003, sider 38-62

Archer, David (2005), "Central Bank Communication and the Publication of Interest Rate Projections". Paper prepared for workshop, Riksbanken: "Inflation targeting: implementation, communication and effectiveness", Stockholm, June 2005.

Bergo, Jarle (2006), "Projections, uncertainty and the choice of interest rate assumption in monetary policy". *Norges Bank Economic Bulletin*, 1/2006.

Bernhardsen, Tom and Arne Kloster (2002), "Transparency and predictability in monetary policy". *Norges Bank Economic Bulletin*, Q2 2002.

Blinder, Alan S. (2004), *The Quiet Revolution: Central Banking Goes Modern*. Yale University Press, New Haven, CT.

Bollerslev, Tim (1986), "Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity". *Journal of Econometrics*, vol. 31, sider 307 – 326.

Bollerslev, Tim (1987): "A Conditionally Heteroskedastic Time Series Model for Speculative Prices and Rates of Return," *Review of Economics and Statistics*, 69, 542–547.

Bollerslev, Tim, Ray Y. Chou and Kenneth F. Kroner (1992), "ARCH modeling in finance. A review of the theory and empirical evidence". *Journal of Econometrics* 52 (1992) 5-59.

Coppel, Jonathan and Ellis Connolly (2003), "What do financial market data tell us about monetary policy transparency?", *Reserve Bank of Australia Research Discussion Paper*, 2003-05.

Van der Crujisen, Carin A. B. and Sylvester C. W. Eijffinger (2007), "The Economic Impact of Central Bank Transparency: A Survey". CEPR Discussion Paper no. 6070.

Dørum, Øystein and Steinar Holden (2006), "Norges Bank Watch 2006. An independent review of monetary policymaking in Norway". Centre for Monetary Economics, Norwegian School of Management, Oslo.

Eeg, Knut (2007), "Hvordan påvirkes norske renter av økonomiske nyheter?", *Penger og Kreditt* 4/07, Norges Bank, desember 2007, sider 159-169

Enders, Walter (2004), *Applied Econometric Time series*. Wiley and Sons.

Engle, R.F. and Bollerslev, Tim (1986), "Modeling the Persistence of Conditional Variances," *Econometric Reviews*, 5, 1–50.

Faust, Jon and Dale W. Henderson (2004), "Is Inflation Targeting Best-Practice Monetary Policy?". Board of Governors of the Federal Reserve System, International Finance Discussion Papers no. 807, May 2004.

Faust, Jon and E.M. Leeper (2005), "Forecasts and inflation reports: an evaluation", *Riksbanken: "Inflation targeting: implementation, communication and effectiveness"*, 2005.

Ferrero, Giuseppe and Alessandro Secchi (2007), "The Announcement of Future Policy Intentions", paper prepared for the Bank of Italy CEPR conference on Money, Banking and Finance: Monetary Policy design and Communication, September 2007.

Fracasso, Andrea, Hans Genberg and Charles Wyplosz (2003), "How do central banks write? An evaluation of inflation targeting central banks". *Geneva Reports on the World Economy Special Report 2*. ICMB, Norges Bank and CEPR.

Geraats, Petra (2002), "Central Bank Transparency", *survey*, University of Cambridge.

Goodhart, Charles (2001), "Monetary Transmission Lags and the Formulation of the Policy Decision on Interest Rates". *Federal Reserve Bank of St. Louis Review* 83(4): 165-81.

Goodhart, Charles (2005), "The interest rate conditioning assumption". FMG Discussion paper 547.

Gosselin, Pierre, Aileen Gosselin-Lotz and Charles Wyplosz (2006), "How Much Information Should Interest Rate-Setting Central Banks Reveal?". CEPR Discussion Paper 5666, May 2006.

Gujarati, Damodar N. (2003), *Basic Econometrics*. McGraw-Hill, New York.

Hellwig, Christian (2005), "Heterogenous Information and the Welfare Effects of Public Information Disclosures". Manuscript, University of California, Los Angeles.

Issing, Otmar (2005), "Communication, transparency, accountability: Monetary policy in the twenty-first century". *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, march/april 2005, 87 (2, Part 1), sider 65 – 83.

Kahn, George (2007), "Communicating a Policy Path: The Next Frontier in Central Bank Transparency". *Federal Reserve Bank of Kansas Economic Review*, Q1 2007.

Kohn, Donald and Brian Sack (2003), "Central bank talk: does it matter and why?". Federal Reserve Board, *Finance and Economics Discussion Series* 2003-55.

- Kydland, F.E. and E.C. Prescott (1977), "Rules rather than discretion: The inconsistency of optimal plans". *Journal of Economic Policy*, 85(3), 473-91.
- Lindner, A. (2006), "Does transparency of central banks produce multiple equilibria on currency markets?" *Scandinavian Journal of Economics*, 108(1), 1-14.
- Mahadeva, Lavan (2007), "A model of Market surprises", *Bank of England Working Paper* no. 327, januar 2007
- Mishkin, F.S. (2004), "Can Central Bank Transparency Go Too Far?". In *The Future of Inflation Targeting*, edited by C. Kent and S. Guttman. Sydney: Reserve Bank of Australia.
- Morris, S. and H.S. Shin (2002), "The Social Value of Public Information". *American Economic Review* 92(5), 1521-34.
- Norges Bank (2009), *Pengepolitisk rapport* nr. 2/09, Juni 2009. Norges Bank, Oslo.
- Orphanides, Athanasios and John C. Williams (2005), "Imperfect Knowledge, Inflation Expectations and Monetary Policy", in Ben S. Bernanke and Michael Woodford (ed.) *The Inflation-Targeting Debate*, Chicago: University of Chicago Press, 2005, pp. 201 – 234.
- Pagan, Adrian (1996), "The Econometrics of Financial Markets," *Journal of Empirical Finance*, 3, 15–102.
- Palm, F.C. (1996), "GARCH Models of Volatility" in *Handbook of Statistics*, ed. by G. Maddala, and C. Rao, pp. 209–240. Elsevier Science, Amsterdam.
- Rosenberg, Irma (2007), "Riksbank to introduce own path for the repo rate", Speech in Stockholm Jan 17 2007. www.riksbank.se
- Rudebush, Glenn and John C. Williams (2006), "Revealing the secrets of the temple: the value of publishing interest rate projections". NBER Working paper no. 12638.
- Svensson, Lars E.O. (2001), *Independent Review of the Operation of Monetary Policy in New Zealand: Report to the Minister of Finance*. www.princeton.edu/~svensson/.
- Svensson, Lars E.O. (2003), "Monetary Policy and Learning". *Federal Reserve Bank of Atlanta Economic Review*, Q3, 11-16.
- Svensson, Lars E.O. (2006), "The instrument-rate projection under inflation targeting: The Norwegian example". CEPS working paper No. 127, februar 2006.
- Svensson, Lars E.O. (2007), "Optimal Inflation Targeting: Further Developments of Inflation Targeting". *Monetary Policy under Inflation Targeting*, edited by Fredric Mishkin and Klaus Schmidt-Hebbel. Central Bank of Chile.

Woodford, Michael (2005), "Central Bank Communication and Policy Effectiveness", in: Federal Reserve Bank of Kansas City (ed.), *The Greenspan Era: Lessons for the Future*, Kansas City: Federal Reserve Bank of Kansas City.

7 Figurliste

Figur 1: Anslag på styringsrenten i referansebanen (a) og i alternativene (b) med usikkerhetsvifte.....	10
Figur 2: Styringsrenten i referansebanen i PPR 3/08, 17.desember 2008, PPR 1/09 og PPR 2/09. Prosent. 1. kv. 2007 – 4. kv. 2012.....	11
Figur 3: Utvikling av styringsrenten i 2001-2009. Prosent.....	11
Figur 4: Rentebeslutninger og endring i enmånedsrente	21
Figur 5: Volatilitet på dager med rentemøter i (a) tremånedsrente, (b) femårsrente, (c) norske kroner, (d) aksjeindeksen. Standardavvik, basispunkter	28

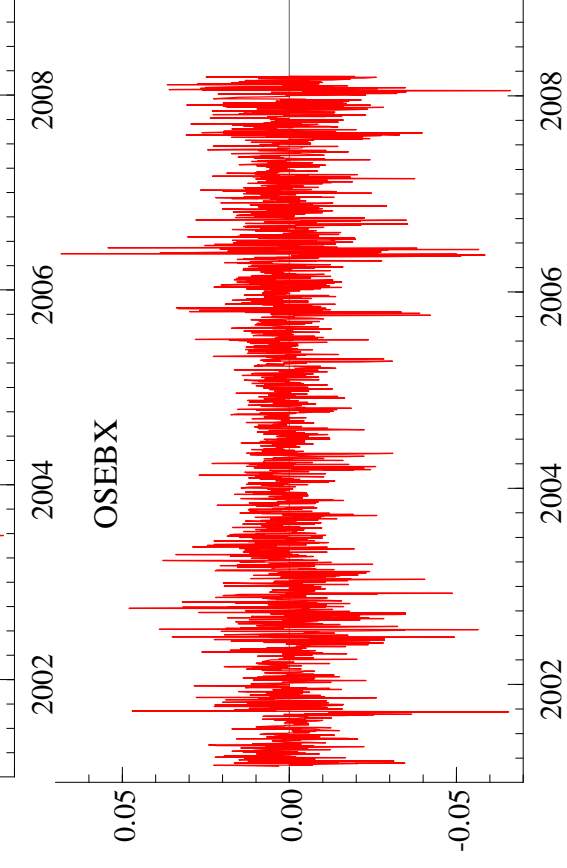
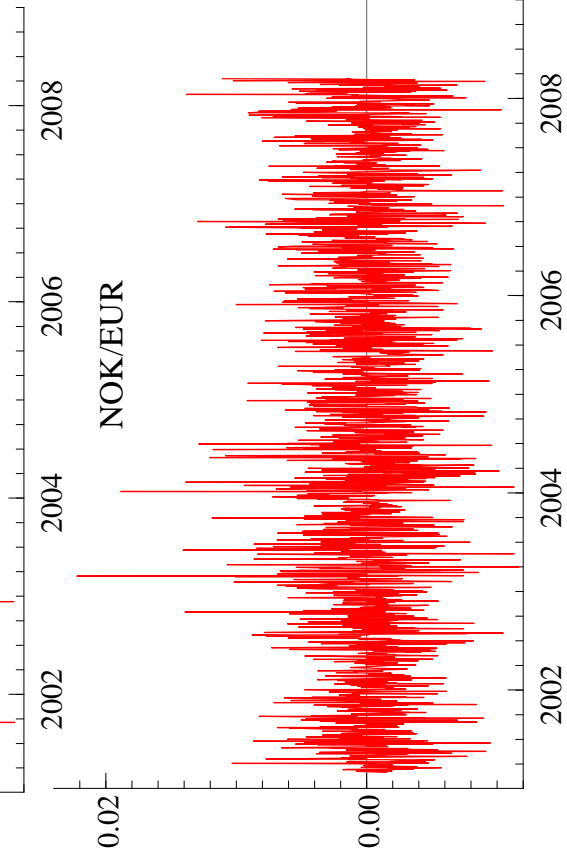
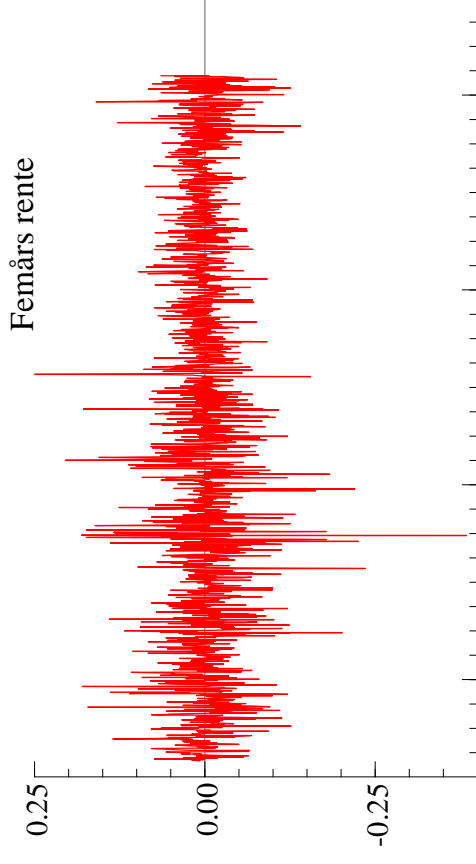
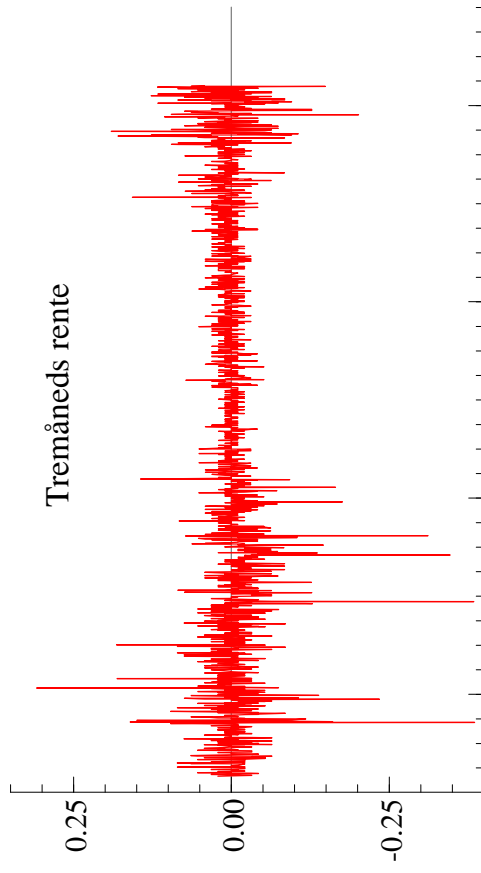
8 Tabelliste

Tabell 1: Beskrivelse av nøkkeltall.....	14
Tabell 2: Innenlandske nøkkeltall, Norges Bank rentemøter og utelandske nyheter. Beskrivende statistikk. Prosentpoeng.....	15
Tabell 3: Beskrivende statistikk for daglig endring i renter, valutakurs og aksjeindeks. Prosentpoeng....	17
Tabell 4: OLS modeller	18
Tabell 5: Koeffisienttegn ved dummy variabler	20
Tabell 6: Resultatene for seriekorrelasjon testing.....	23
Tabell 7: GARCH modeller	25
Tabell 8: Gjennomsnittlig beregnet volatilitet i forskjellige perioder. Standardavvik, basispunkter	26

9 Appendikser

Appendiks A: Renter, valuta og indeks serier

Daglig endringer fra 1. mars 2001 til 15. mars 2008



Appendiks B: AIC og SC informasjonskriterier for OLS modeller

Tremånedens rente

3 mnd rente	KPI	AKU	RegLed	DetOms	K2	Rentemøter	3 mnd	10års	EUR/USD	NYSE	AIC	SC
						eurorente						
						eurorente						
lag 0-7	lag 0-7	lag 0-7	lag 0-7	lag 0-7	lag 0-7	lag 0-7	lag 0-7	lag 0-7	lag 0-7	lag 0-7	-6,73744	-6,46455
lag 0-6	lag 0-6	lag 0-6	lag 0-6	lag 0-6	lag 0-6	lag 0-6	lag 0-6	lag 0-6	lag 0-6	lag 0-6	-6,74567	-6,50689
lag 0-5	lag 0-5	lag 0-5	lag 0-5	lag 0-5	lag 0-5	lag 0-5	lag 0-5	lag 0-5	lag 0-5	lag 0-5	-6,75023	-6,54556
lag 0-4	lag 0-4	lag 0-4	lag 0-4	lag 0-4	lag 0-4	lag 0-4	lag 0-4	lag 0-4	lag 0-4	lag 0-4	-6,7566	-6,59534
lag 0-4	lag 0-4	lag 0-4	lag 0-4	lag 0-4	lag 0-4	lag 0-4	lag 0-4	lag 0-4	lag 0-4	-	-6,7593	-6,61355
lag 0-4	lag 0-4	lag 0-4	lag 3	lag 0-4	lag 0-2	lag 0-4	lag 0-4	lag 3 og 4	lag 0-4	-	-6,76362	-6,63648
lag 0-4	lag 0-1	lag 3	lag 3	lag 0-4	lag 0-2	lag 0-4	lag 0-4	lag 3 og 4	lag 0-4	-	-6,76955	-6,66411
lag 0-4	lag 0-1	lag 3	lag 3	lag 3	lag 0-2	lag 0-4	lag 0-4	lag 3 og 4	lag 0-4	-	-6,7696	-6,67657
lag 0-4	lag 0-1	lag 3	lag 3	lag 3	-	lag 1-4	lag 0-4	lag 3 og 4	lag 0-4	-	-6,77384	-6,69321
lag 1, 3 og 4	lag 0-1	lag 3	lag 3	lag 3	-	lag 1-4	lag 0-4	lag 3 og 4	lag 0, 3 og 4	-	-6,77644	-6,70511
lag 1, 3 og 4	lag 0-1	lag 3	lag 3	lag 3	-	lag 1, 2 og 4	lag 0-4	lag 3 og 4	lag 0, 3 og 4	-	-6,77745	-6,70923
lag 1, 3 og 4	lag 0-1	lag 3	lag 3	lag 3	-	lag 1, 2 og 4	lag 0-4	lag 3 og 4	lag 0 og 3	-	-6,77689	-6,71177
lag 1 og 4	lag 0-1	lag 3	lag 3	lag 3	-	lag 1, 2 og 4	lag 0-4	lag 3 og 4	lag 0 og 3	-	-6,77595	-6,71392
lag 1	lag 0-1	lag 3	-	lag 3	-	lag 1, 2 og 4	lag 0-3	lag 3 og 4	lag 0 og 3	-	-6,77265	-6,71993

Appendiks B: fortsettelse

Femårs rente

Rente	KPI	AKU	RegLed	DetOms	K2	Rentemøter	3mnd	10års	EUR/USD	NYSE	AIC	SC
5 år							eurorente	eurorente				
lag 0-7	lag 0-7	lag 0-7	lag 0-7	lag 0-7	lag 0-7	lag 0-7	lag 0-7	lag 0-7	lag 0-7	lag 0-7	-6,60609	-6,33319
lag 0-6	lag 0-6	lag 0-6	lag 0-6	lag 0-6	lag 0-6	lag 0-6	lag 0-6	lag 0-6	lag 0-6	lag 0-6	-6,61172	-6,37294
lag 0-5	lag 0-5	lag 0-5	lag 0-5	lag 0-5	lag 0-5	lag 0-5	lag 0-5	lag 0-5	lag 0-5	lag 0-5	-6,61715	-6,41248
lag 0-4	lag 0-4	lag 0-4	lag 0-4	lag 0-4	lag 0-4	lag 0-4	lag 0-4	lag 0-4	lag 0-4	lag 0-4	-6,61917	-6,44861
lag 0-4	lag 0-4	lag 0-4	lag 0-4	lag 0-4	lag 0-4	lag 0-4	lag 0-4	lag 0-4	lag 0-1	lag 0	-6,62214	-6,47329
lag 0-4	lag 0-4	lag 0 og 2	lag 0-3	lag 0 og 4	lag 0 og 4	lag 0-4	lag 0-4	lag 0-4	lag 0-1	lag 0	-6,62981	-6,51197
lag 1 og 4	lag 0	lag 0 og 2	lag 0, 1 og 3	lag 0 og 4	lag 0 og 4	lag 0 og 2	lag 0-1	lag 0-2	lag 0-1	lag 0	-6,64068	-6,56936
lag 1 og 4	lag 0	lag 2	lag 1 og 3	lag 0 og 4	lag 0 og 4	lag 0 og 2	lag 0-1	lag 0-2	lag 1	lag 0	-6,6419	-6,57988
lag 1 og 4	lag 0	lag 2	lag 1 og 3	lag 0 og 4	-	lag 0 og 2	lag 0-1	lag 0-2	lag 1	lag 0	-6,64073	-6,58491
lag 1 og 4	lag 0	-	lag 1	lag 4	-	lag 0 og 2	lag 0-1	lag 0-2	lag 1	-	-6,63801	-6,5946

Appendiks B: fortsettelse

NOK/EUR raten

NOK/EUR	KPI	AKU	RegLed	DetOms	K2	Rentemøter	3mnd	10års	EUR/USD	NYSE	AIC	SC
							eurorente	eurorente				
lag 0-7	lag 0-7	lag 0-7	lag 0-7	lag 0-7	lag 0-7	lag 0-7	lag 0-7	lag 0-7	lag 0-7	lag 0-7	-7,05694	-6,78405
lag 0-6	lag 0-6	lag 0-6	lag 0-6	lag 0-6	lag 0-6	lag 0-6	lag 0-6	lag 0-6	lag 0-6	lag 0-6	-7,06334	-6,82456
lag 0-5	lag 0-5	lag 0-5	lag 0-5	lag 0-5	lag 0-5	lag 0-5	lag 0-5	lag 0-5	lag 0-5	lag 0-5	-7,06984	-6,86517
lag 0-4	lag 0-4	lag 0-4	lag 0-4	lag 0-4	lag 0-4	lag 0-4	lag 0-4	lag 0-4	lag 0-4	lag 0-4	-7,07728	-6,90673
lag 0-3	lag 0-3	lag 0-3	lag 0-3	lag 0-3	lag 0-3	lag 0-3	lag 0-3	lag 0-3	lag 0-3	lag 0-3	-7,0835	-6,94705
lag 0-3	lag 0-2	lag 0-2	lag 0-2	lag 0-2	lag 0-2	lag 0-2	lag 0-2	lag 0-2	lag 0-2	lag 0-2	-7,09048	-6,98504
lag 1 og 3	lag 0-2	lag 0-2	lag 0-1	lag 0-1	lag 0-1	lag 0-1	lag 0-1	lag 0-1	lag 0-2	lag 0-1	-7,09738	-7,01675
lag 1 og 3	lag 0 og 2	lag 0 og 2	lag 0	lag 0	lag 0	lag 0-1	lag 0	lag 0	lag 0 og 2	lag 0-1	-7,10354	-7,04772
lag 1 og 3	lag 0 og 2	lag 2	-	lag 0	-	lag 0-1	-	-	lag 2	lag 1	-7,10286	-7,06875
lag 1 og 3	lag 0	lag 2	-	lag 0	-	lag 0-1	-	-	lag 2	lag 1	-7,10204	-7,07103

Appendiks B: fortsettelse

OSEBX indeksen

OSEBX	KPI	AKU	RegLed	DetOms	K2	Rentemøter	3mnd	10års	EUR/USD	NYSE	AIC	SC
							eurorente	eurorente				
lag 0-7	lag 0-7	lag 0-7	lag 0-7	lag 0-7	lag 0-7	lag 0-7	lag 0-7	lag 0-7	lag 0-7	lag 0-7	2,44211	2,71501
lag 0-6	lag 0-6	lag 0-6	lag 0-6	lag 0-6	lag 0-6	lag 0-6	lag 0-6	lag 0-6	lag 0-6	lag 0-6	2,43731	2,67609
lag 0-5	lag 0-5	lag 0-5	lag 0-5	lag 0-5	lag 0-5	lag 0-5	lag 0-5	lag 0-5	lag 0-5	lag 0-5	2,43519	2,63986
lag 0-4	lag 0-4	lag 0-4	lag 0-4	lag 0-4	lag 0-4	lag 0-4	lag 0-4	lag 0-4	lag 0-4	lag 0-4	2,43734	2,6079
lag 0-3	lag 0-3	lag 0-3	lag 0-3	lag 0-3	lag 0-3	lag 0-3	lag 0-3	lag 0-3	lag 0-3	lag 0-4	2,43116	2,57071
lag 0-2	lag 0-3	lag 0-3	lag 0-2	lag 0-2	lag 0-2	lag 0-2	lag 0-2	lag 0-2	lag 0-2	lag 0-2 og 4	2,42291	2,53455
lag 0-1	lag 0, 1 og 3	lag 0, 1 og 3	lag 0-1	lag 0-1	lag 0-1	lag 0-1	lag 0-1	lag 0-1	lag 0-1	lag 0-2 og 4	2,41692	2,49754
lag 0-1	lag 0 og 3	lag 0, 1 og 3	lag 0	lag 0-1	lag 0	lag 0	lag 0	lag 0	lag 0	lag 0-2 og 4	2,41032	2,46924
lag 0-1	lag 3	lag 1 og 3	-	-	-	-	-	lag 0	-	lag 0-2 og 4	2,40616	2,44027

Appendiks C: OLS modeller

De estimerte parametrene

Tremåneders rente

	Koeffisient	Standardavvik	t-verdi	t-sannsynlighet
Konstantledd	-0,000205	0,000805	-0,254	0,7994
Rente 3mnd, lag 1	0,079816	0,023420	3,408	0,0007
KPI	0,027021	0,003594	7,518	0,0000
KPI, lag 1	0,007299	0,003651	1,999	0,0458
AKU, lag 3	-0,007891	0,003954	-1,996	0,0462
DetOms, lag 3	-0,012474	0,003946	-3,161	0,0016
Rentemøtter, lag 1	0,009525	0,000433	22,013	0,0000
Rentemøter, lag 2	-0,001533	0,000480	-3,194	0,0014
Rentemøter, lag 4	0,000860	0,000428	2,009	0,0447
Eurorente 3mnd	0,172947	0,041640	4,153	0,0000
Eurorente 3mnd, lag 1	0,191393	0,041530	4,609	0,0000
Eurorente 3mnd, lag 2	0,147872	0,041680	3,548	0,0004
Eurorente 3mnd, lag 3	0,166845	0,043610	3,826	0,0001
Eurorente 10 år, lag 3	-0,054099	0,021740	-2,488	0,0129
Eurorente 10 år, lag 4	-0,043809	0,020360	-2,152	0,0316
USD/EUR	-0,266786	0,123700	-2,157	0,0311
USD/EUR, lag 3	0,460519	0,126500	3,640	0,0075

Femårs rente

	Koeffisient	Standardavvik	t-verdi	t-sannsynlighet
Konstantledd	-0,000267	0,000861	-0,310	0,7567
Rente 5 år, lag 1	-0,049486	0,022250	-2,224	0,0263
Rente 5 år, lag 4	-0,036685	0,018720	-1,960	0,0502
KPI	0,046082	0,003843	11,991	0,0000
RegLed, lag 1	-0,013993	0,004265	-3,281	0,0011
DetOms, lag 4	-0,014196	0,004237	-3,350	0,0008
Rentemøter	0,004042	0,000458	8,830	0,0000
Rentemøter, lag 2	-0,001046	0,000459	-2,279	0,0228
Eurorente 3mnd	0,106415	0,046060	2,310	0,0210
Eurorente 3mnd, lag 1	0,209334	0,045930	4,558	0,0000
Eurorente 10 år	0,534302	0,022670	23,569	0,0000
Eurorente 10 år, lag 1	0,309433	0,026080	11,865	0,0000
Eurorente 10 år, lag 2	0,053365	0,022930	2,327	0,0201
USD/EUR, lag 1	0,287041	0,135000	2,126	0,0336

Appendiks C: fortsettelse

NOK/EUR

	Koeffisient	Standardavvik	t-verdi	t-sannsynlighet
Konstantledd	-0,000014	0,000085	-0,163	0,8708
NOK/EUR, lag 1	0,046227	0,023090	2,002	0,0455
NOK/EUR, lag 3	-0,061777	0,022980	-2,688	0,0073
KPI	-0,003204	0,000381	-8,416	0,0000
AKU, lag 2	-0,001083	0,000418	-2,590	0,0097
DetOms	-0,000995	0,004166	-0,239	0,0170
Rentemøter	-0,000146	0,000045	-3,210	0,0014
Rentemøter, lag 1	-0,000119	0,000045	-2,636	0,0085
USD/EUR, lag 2	0,036198	0,013010	2,782	0,0054
NYSE, lag 1	-0,049942	0,008451	-5,910	0,0000

OSEBX

	Koeffisient	Standardavvik	t-verdi	t-sannsynlighet
Konstantledd	0,000265	0,000252	1,053	0,2926
OSEBX, lag 1	-0,156688	0,023240	-6,742	0,0000
KPI, lag 3	-0,002049	0,001128	-1,817	0,0696
AKU, lag 1	0,002601	0,001237	2,103	0,0357
AKU, lag 3	0,002390	0,001237	1,932	0,0534
Eurorente 10 år	0,035941	0,006544	5,492	0,0000
NYSE	0,436746	0,025640	17,034	0,0000
NYSE, lag 1	0,524160	0,027440	19,102	0,0000
NYSE, lag 2	0,139244	0,027240	5,112	0,0000
NYSE, lag 4	0,076449	0,025090	3,047	0,0023

Appendiks D: OLS modeller med dummy variabler

De estimerte parametrene (kun koeffisienter ved dummy variabler)

Tremånedts rente				
	Koeffisient	Standardavvik	t-verdi	t-sannsynlighet
β^D	0,009011	0,001836	4,908	0,0000
KPI	0,003084	0,007587	0,406	0,6844
KPI, lag 1	-0,008483	0,007584	-1,118	0,2635
AKU, lag 3	-0,020524	0,008543	-2,402	0,0164
DetOms, lag 3	0,017759	0,007881	2,253	0,0244
Rentemøter, lag 1	-0,002074	0,001279	-1,621	0,1050
Rentemøter, lag 2	0,000166	0,001278	0,130	0,8967
Rentemøter, lag 4	-0,003741	0,001275	-2,934	0,0034
Eurorente 3mnd	-0,104550	0,100800	-1,037	0,2999
Eurorente 3mnd, lag 1	-0,394181	0,102200	-3,857	0,0001
Eurorente 3mnd, lag 2	-0,167715	0,103100	-1,627	0,1039
Eurorente 3mnd, lag 3	-0,147618	0,105000	-1,406	0,1601
Eurorente 10 år, lag 3	0,045189	0,048550	0,931	0,3521
Eurorente 10 år, lag 4	-0,084045	0,046380	-1,812	0,0702
USD/EUR	0,358342	0,327800	1,093	0,2744
USD/EUR, lag 3	-0,305588	0,331600	-0,922	0,3569

Femårs rente				
	Koeffisient	Standardavvik	t-verdi	t-sannsynlighet
β^D	-0,000386056	0,001884	-0,205	0,8376
KPI	-0,022295	0,008178	-2,726	0,0670
RegLed, lag 1	0,017253	0,009930	1,737	0,0798
DetOms, lag 4	0,010553	0,008581	1,230	0,2202
Rentemøter	-0,002962	0,001385	-2,139	0,0325
Rentemøter, lag 2	-0,000674	0,001378	-0,489	0,6183
Eurorente 3mnd	-0,023583	0,112200	-0,210	0,8177
Eurorente 3mnd, lag 1	0,074201	0,112800	0,658	0,5163
Eurorente 10 år	-0,016713	0,052220	-0,320	0,7545
Eurorente 10 år, lag 1	-0,005222	0,052480	-0,100	0,9087
Eurorente 10 år, lag 2	-0,043726	0,050090	-0,873	0,3806
USD/EUR, lag 1	0,372752	0,355500	1,049	0,2111

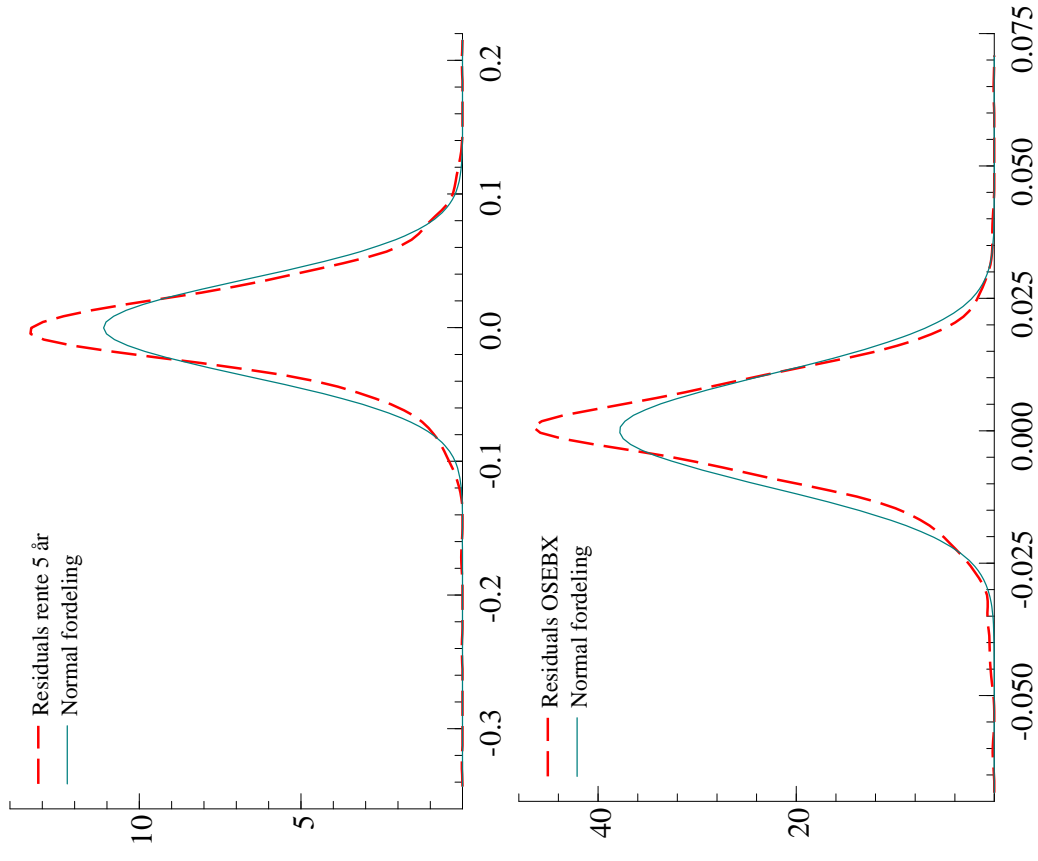
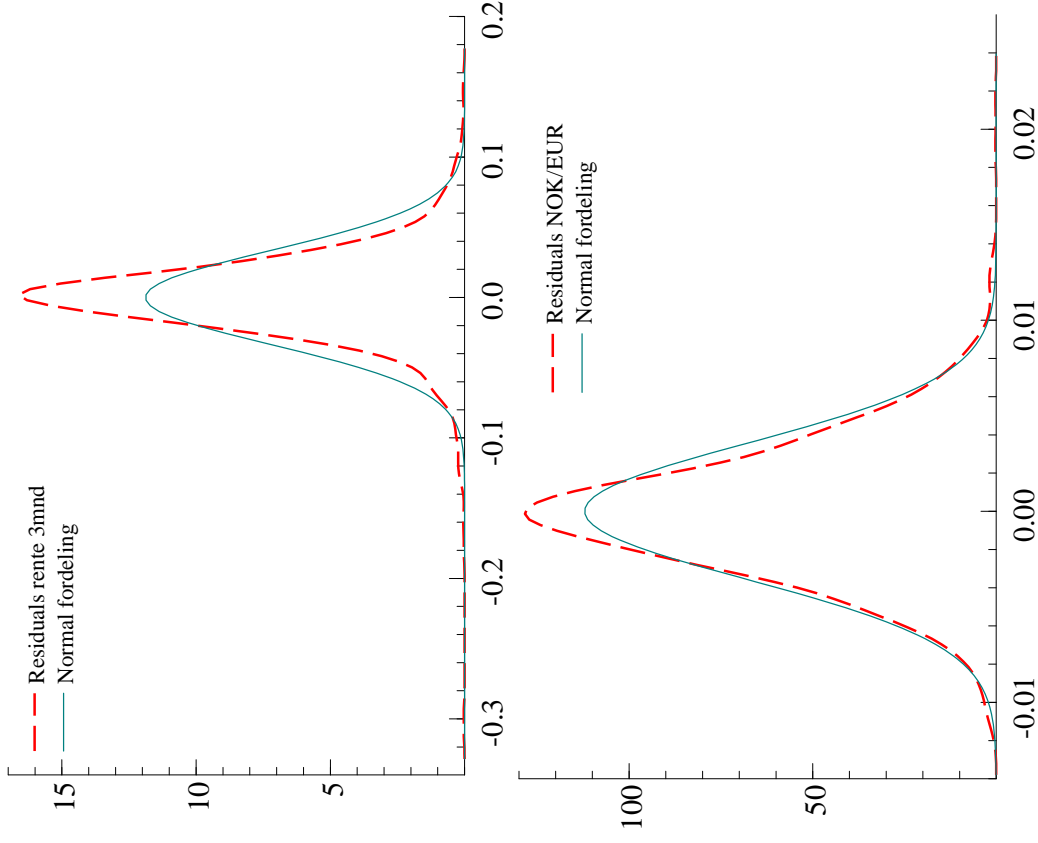
Appendiks D: fortsettelse

NOK/EUR				
	Koeffisient	Standardavvik	t-verdi	t-sannsynlighet
β^D	0,000118652	0,00018	0,659	0,5099
KPI	-0,000772	0,000809	-0,955	0,3398
AKU, lag 2	0,000030	0,000909	0,033	0,9739
DetOms	0,000515	0,000838	0,615	0,5386
Rentemøter	-0,000415	0,000136	-3,050	0,0023
Rentemøter, lag 1	0,000038	0,000136	0,282	0,7777
USD/EUR, lag 2	-0,044650	0,034910	-1,279	0,2011
NYSE, lag 1	-0,052303	0,018500	-2,827	0,005

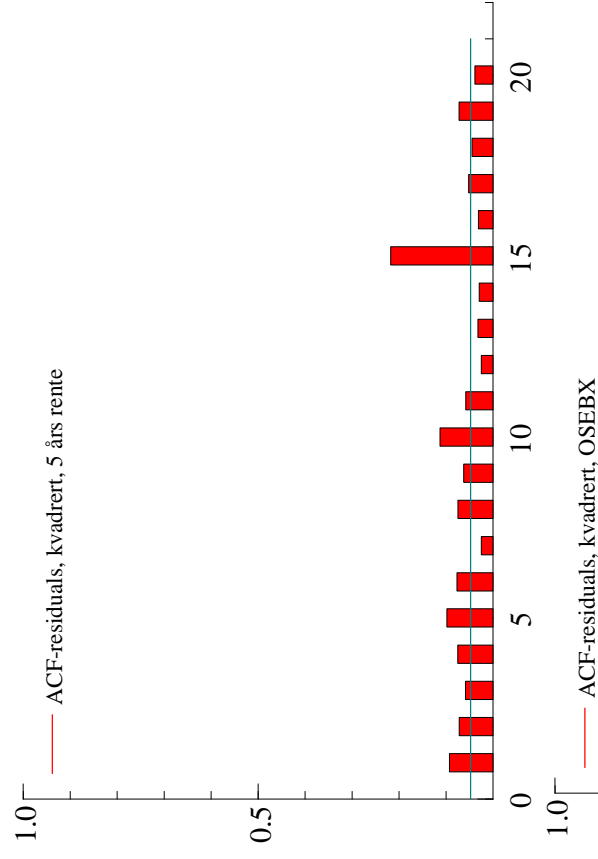
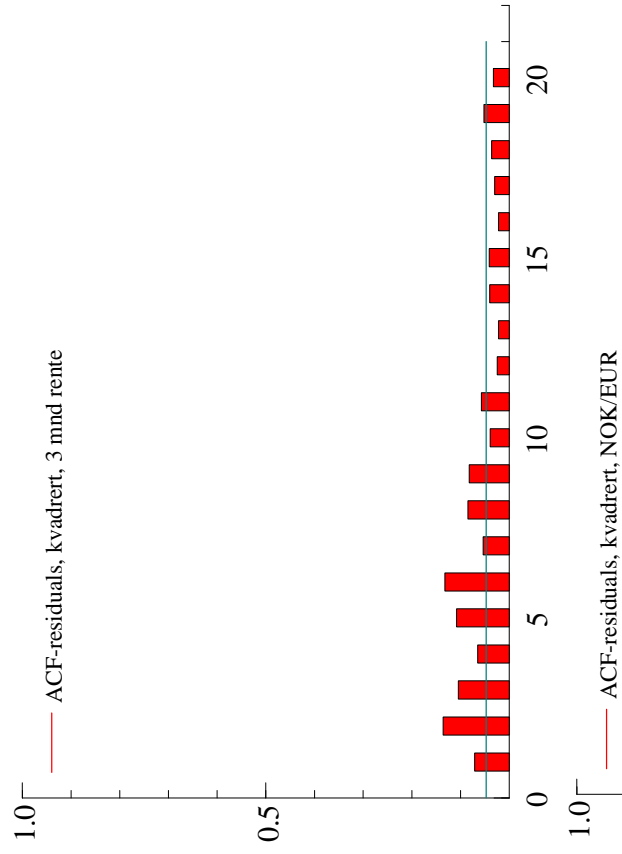
OSEBX				
	Koeffisient	Standardavvik	t-verdi	t-sannsynlighet
β^D	-0,000160508	0,0005282	-0,304	0,7613
KPI, lag 3	-0,001880	0,002385	-0,788	0,4308
AKU, lag 1	0,009255	0,002683	3,450	0,0006
AKU, lag 3	0,003348	0,002689	1,245	0,2132
Eurorente 10 år	0,021930	0,014960	1,466	0,1430
NYSE	0,225904	0,055920	4,040	0,0001
NYSE, lag 1	0,118835	0,055210	2,152	0,0315
NYSE, lag 2	0,039692	0,545900	0,073	0,4673
NYSE, lag 4	0,098926	0,054890	1,802	0,0717

Appendiks E: Fordeling av residualene fra OLS modellene

Sammenlignet med normal fordelingen



Appendiks F: Autokorrelasjons funksjoner



Appendiks G: GARCH modeller

De estimerte parametrene

Resultater fra GARCH-estimering: tremånedens rente (IGARCH(4,4) med Student errorfordelingen)				
	Koeffisient	Standardavvik	t-verdi	t-sannsynlighet
Konstantledd	0,001070	0,000510	2,098	0,0361
Rente 3mnd, lag 1	0,013018	0,003082	4,224	0,0000
KPI	0,003578	0,001643	2,178	0,0295
KPI, lag 1	-0,001164	0,001630	-0,714	0,4752
AKU, lag 3	-0,003020	0,001406	-2,147	0,0319
DetOms, lag 3	0,010889	0,001865	5,837	0,0000
Rentemøter, lag 1	-0,000396	0,000719	-0,551	0,5821
Rentemøter, lag 2	0,000583	0,000236	2,471	0,0135
Rentemøter, lag 4	0,107411	0,039347	2,730	0,0064
Eurorente 3mnd	0,064865	0,042930	1,511	0,1310
Eurorente 3mnd, lag 1	0,072949	0,043211	1,688	0,0915
Eurorente 3mnd, lag 2	0,133336	0,045772	2,913	0,0036
Eurorente 3mnd, lag 3	-0,008360	0,016729	-0,500	0,6173
Eurorente 10 år, lag 3	-0,002817	0,015845	-0,178	0,8589
Eurorente 10 år, lag 4	0,025415	0,074700	0,340	0,7337
USD/EUR	0,199278	0,097072	2,053	0,0402
USD/EUR, lag 3	0,014757	0,087594	0,168	0,8662
Konstant (variance)	0,013097	0,007885	1,661	0,0969
Alpha 1	0,111352	0,031076	3,583	0,0003
Alpha 3	0,033722	0,014643	2,303	0,0214
Alpha 4	-0,126417	0,027540	-4,590	0,0000
Beta 3	0,891812	0,035569	25,073	0,0000
Beta 4	-0,692949	0,073163	-9,471	0,0000
Student (DF)	4,744155	0,566180	8,379	0,0000
Beta 1	0,782479			
Alpha 2	0,000000			
Beta 2	0,000000			

Appendiks G: fortsettelse

Resultater fra GARCH-estimering: femårs rente (IGARCH(2,1) med Student errorfordelingen)

	Koeffisient	Standardavvik	t-verdi	t-sannsynlighet
Konstantledd	0,000006	0,000706	0,008	0,9932
Rente 5 år, lag 1	0,040826	0,005356	7,622	0,0000
Rente 5 år, lag 4	-0,003679	0,004605	-0,799	0,4245
KPI	-0,009104	0,005844	-1,558	0,1194
RegLed, lag 1	0,002901	0,001075	2,700	0,0070
DetOms, lag 4	-0,000816	0,000451	-1,811	0,0705
Rentemøter	0,078577	0,044629	1,761	0,0785
Rentemøter, lag 2	0,150695	0,041237	3,654	0,0003
Eurorente 3mnd	0,473573	0,023222	20,393	0,0000
Eurorente 3mnd, lag 1	0,276260	0,021838	12,650	0,0000
Eurorente 10 år	0,026495	0,019369	1,368	-0,1715
Eurorente 10 år, lag 1	0,331365	0,138860	2,386	0,0171
Eurorente 10 år, lag 2	0,030503	0,151420	0,201	0,8404
USD/EUR, lag 1	-0,172406	0,152060	-1,134	0,2570
Konstant (variance)	0,100769	0,054805	1,839	0,0661
Alpha 1	0,087178	0,018842	4,627	0,0000
Beta 2	0,883600	0,052955	16,686	0,0000
Student (DF)	6,032230	1,018400	5,923	0,0000
Beta 1	0,029222			

Appendiks G: fortsettelse

Resultater fra GARCH-estimering: NOK/EUR (GARCH(3,2) med Student errorfordelingen)

	Koeffisient	Standardavvik	t-verdi	t-sannsynlighet
Konstantledd	-0,000160	0,000081	-1,988	0,0470
NOK/EUR, lag 1	0,047845	0,023780	2,012	0,0440
NOK/EUR, lag 3	-0,057782	0,023240	-2,486	0,0130
KPI	-0,002821	0,000431	-6,539	0,0000
AKU, lag 2	-0,000951	0,000555	-1,712	0,0870
DetOms	-0,000850	0,000233	-3,647	0,0000
Rentemøtter	-0,000135	0,000061	-2,194	0,0280
Rentemøtter, lag 1	-0,000110	0,000067	-1,632	0,1030
USD/EUR, lag 2	0,034370	0,013690	2,511	0,0120
NYSE, lag 1	-4,66E-02	9,09E-03	-5,122	0,0000
Konstant (variance)	1,531250E-06	4,819000E-07	3,178	0,0020
Alpha 1	0,044478	0,030240	1,471	0,1420
Alpha 2	0,112429	0,042000	2,677	0,0080
Beta 1	0,302516	0,150000	2,017	0,0440
Beta 2	-0,227501	0,235600	-0,966	0,3340
Beta 3	0,651299	0,129000	5,049	0,0000
Student (DF)	8,910570	1,983000	4,493	0,0000

Appendiks G: fortsettelse

Resultater fra OLS-estimering: OSEBX (IGARCH(3,2) med Student errorfordelingen)

	Koeffisient	Standardavvik	t-verdi	t-sannsynlighet
Konstantledd	0,000661	0,000207	3,191	0,0015
OSEBX, lag 1	-0,001413	0,000992	-1,424	0,1545
KPI, lag 3	0,000896	0,001645	0,545	0,5860
AKU, lag 1	0,001494	0,000830	1,799	0,0723
AKU, lag 3	0,026610	0,005608	4,745	0,0000
Eurorente 10 år	0,432679	0,027414	15,783	0,0000
NYSE	0,422256	0,025432	16,603	0,0000
NYSE, lag 1	0,032703	0,026249	1,246	0,2130
NYSE, lag 2	0,037269	0,025317	1,472	0,1412
NYSE, lag 4	0,008587	0,027099	0,317	0,7514
Konstant (variance)	0,036984	0,016424	2,252	0,0245
Alpha 1	0,146054	0,038358	3,808	0,0001
Alpha 2	0,069134	0,037684	1,835	0,0667
Beta 2	-0,415089	0,092819	-4,472	0,0000
Beta 3	0,716351	0,097190	7,371	0,0000
Student (DF)	6,312497	0,983600	6,418	0,0000
Beta 1	0,483550			

Appendiks H: Testing for seriekorrelasjon i de estimerte GARCH modellene

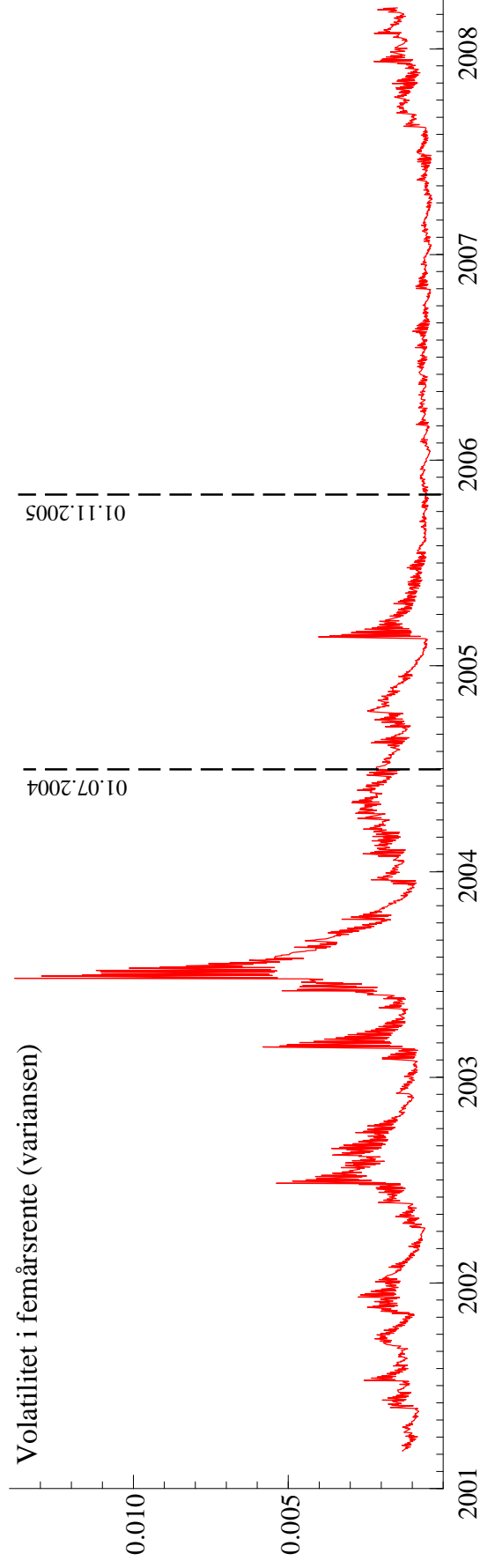
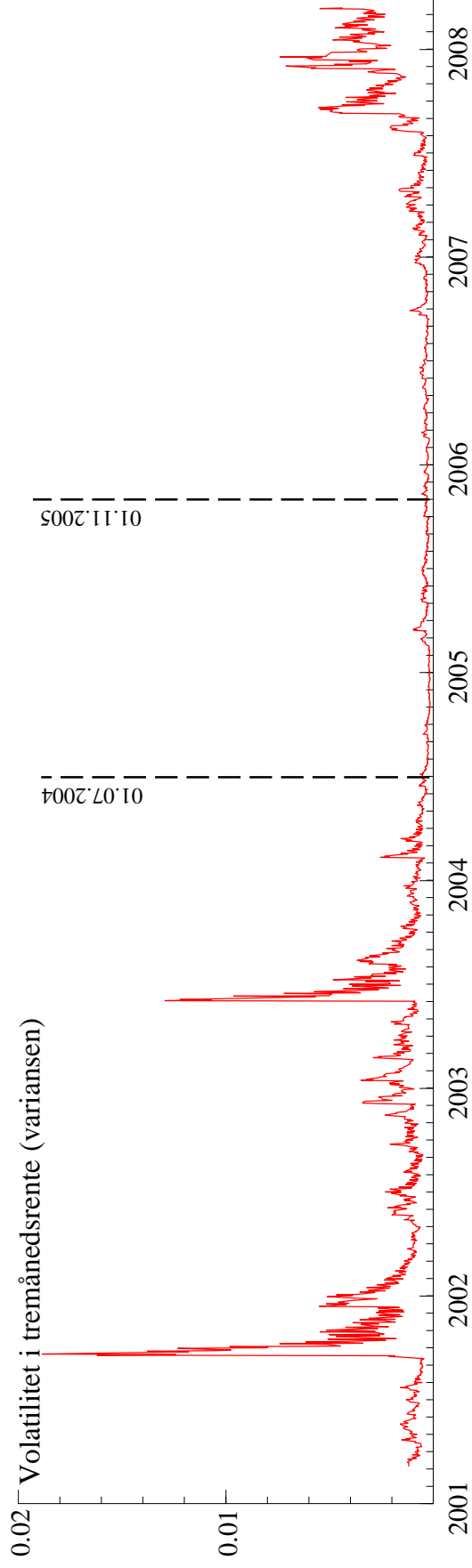
Rente 3 mnd			
<i>Normality tests</i>			
	Statistic	t-test	p-value
Skewness	-1,0609	18,2310	0,00000
Excess Kurtosis	12,0730	103,8000	0,00000
Jarque-Bera			
<i>ARCH-test</i>			
Antall lag	F-verdi	p-verdi	
2	0,8086	0,44570	
5	0,3526	0,88080	
10	0,2436	0,99170	
<i>Q statistic on squared data</i>			
Antall lag	Q-verdi	p-verdi	
10	2,5067	0,28555	
20	4,9074	0,96100	
50	11,9514	1,00000	

NOK/EUR			
<i>Normality tests</i>			
	Statistic	t-test	p-value
Skewness	0,2905	4,9929	5,95E-07
Excess Kurtosis	1,3050	11,2230	0,00000
Jarque-Bera			
<i>ARCH-test</i>			
Antall lag	F-verdi	p-verdi	
2	0,3430	0,70970	
5	0,2368	0,94630	
10	0,2478	0,99110	
<i>Q statistic on squared data</i>			
Antall lag	Q-verdi	p-verdi	
10	2,3873	0,79336	
20	7,3247	0,94800	
50	28,2914	0,97562	

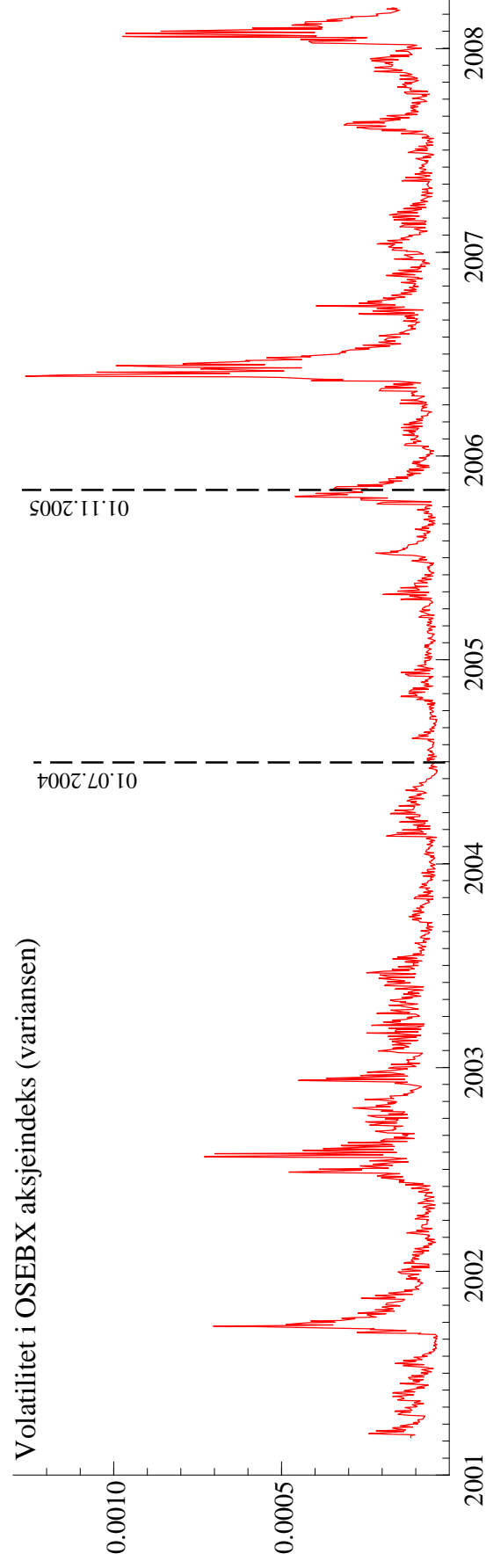
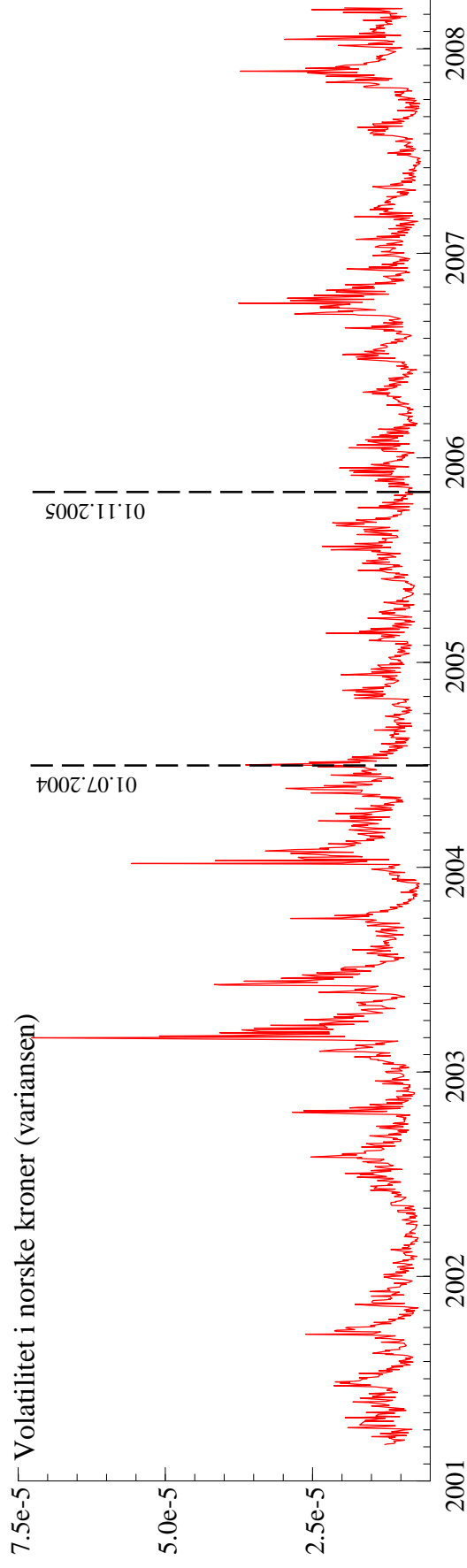
Rente 5 år			
<i>Normality tests</i>			
	Statistic	t-test	p-value
Skewness	0,0031	0,0531	0,95767
Excess Kurtosis	5,0725	43,6110	0,00000
Jarque-Bera			
<i>ARCH-test</i>			
Antall lag	F-verdi	p-verdi	
2	0,3465	0,70720	
5	0,2607	0,93450	
10	0,3925	0,95050	
<i>Q statistic on squared data</i>			
Antall lag	Q-verdi	p-verdi	
10	3,9068	0,79045	
20	13,9336	0,67180	
50	23,5684	0,99830	

OSEBX			
<i>Normality tests</i>			
	Statistic	t-test	p-value
Skewness	-0,4768	8,1923	2,56E-16
Excess Kurtosis	1,4615	12,5620	0,00000
Jarque-Bera			
<i>ARCH-test</i>			
Antall lag	F-verdi	p-verdi	
2	0,3674	0,69260	
5	0,5904	0,70740	
10	0,4545	0,91920	
<i>Q statistic on squared data</i>			
Antall lag	Q-verdi	p-verdi	
10	4,4823	0,48226	
20	11,3403	0,72812	
50	43,5601	0,53303	

Appendiks I: Estimert betinget volatilitet



Appendiks I: Fortsettelse



Appendiks J: Kriterier for en god rentebane

Norges Bank pengepolitisk rapport 3/07, side 9.

”Det operative målet for pengepolitikken er lav og stabil inflasjon med en årsvekst i konsumprisene som over tid er nær 2,5 prosent. Følgende hovedkriterier bør være oppfylt for prognosen for den fremtidige renteutviklingen:

1. Renten bør settes slik at inflasjonen stabiliseres nær målet på mellomlang sikt. Den aktuelle horisonten vil avhenge av forstyrrelsene økonomien er utsatt for og hvordan de vil virke inn på forløpet for inflasjon og realøkonomi fremover.
2. Rentebanen bør gi en rimelig avveining mellom forløpet for inflasjonen og forløpet for kapasitetsutnyttningen.

I avveiningen tas det hensyn til at formuespriser som eiendomspriser, aksjekurser og kronkursen også kan påvirke utsiktene for produksjon, sysselsetting og inflasjon. Under forutsetning av at kriteriene over er oppfylt, er følgende tilleggskriterier til nytte:

3. Utviklingen i renten bør gi en akseptabel utvikling i inflasjon og produksjon også med alternative, men ikke urealistiske forutsetninger om den økonomiske utviklingen og økonomiens virkemåte.
4. Renten bør normalt endres gradvis og konsistent med bankens tidligere reaksjonsmønster.
5. Som en kryssjekk for rentesettingen bør eventuelle store og systematiske avvik fra enkle pengepolitiske regler kunne forklares.”