

Mette Marit Johansen

Sammenhengen mellom styringsrenta, pengemarkedsrenta og boliglånsrenta

Norge 2005(3)-2018(4)

Masteroppgave i Samfunnsøkonomi

Veileder: Joakim Blix Prestmo

Juni 2020

Mette Marit Johansen

Sammenhengen mellom styringsrenta, pengemarkedsrenta og boliglånsrenta

Norge 2005(3)-2018(4)

Masteroppgave i Samfunnsøkonomi
Veileder: Joakim Blix Prestmo
Juni 2020

Norges teknisk-naturvitenskapelige universitet
Fakultet for økonomi
Institutt for samfunnsøkonomi



Kunnskap for en bedre verden

Forord

Først og fremst vil jeg takke veilederen min, Joakim Blix Prestmo, for gode råd og innspill i arbeidet med masteroppgaven min. Selv om prosessen har tatt lengre tid enn først antatt, har du likevel stilt opp. Det setter jeg veldig pris på.

Arbeidet med oppgaven, og da spesielt den økonometriske delen, har til tider vært utfordrende. Her vil jeg takke min kjære lillebror for timevis med dedikert oppmuntring via FaceTime.

Til slutt vil jeg rette en stor takk til mamma og pappa for hjelp med korrekturlesning, og generelt for støtte gjennom disse årene. Jeg vet dere også syns det er godt at jeg er ferdig!

Mette Marit Johansen

Trondheim, 1. juni 2020

Sammendrag

Det er viktig for den norske økonomien å ha en effektiv pengepolitikk. Norges Bank vil da være i stand til å kontrollere de korte rentene i markedet ved å endre styringsrenta, og dermed påvirke boliglånsrenta husholdningene står overfor.

Målet med denne masteroppgaven er å estimere gjennomslaget og justeringshastigheten fra styringsrenta til pengemarkedsrenta, og fra pengemarkedsrenta til boliglånsrenta. Jeg vil da indirekte kunne si noe om hvordan endringer i styringsrenta påvirker boliglånsrenta.

Jeg estimerer en VECM for perioden 2005(3)-2018(4) ved bruk av Johansens kointegrasjonstest, og finner at både boliglånsrenta og pengemarkedsrenta; og pengemarkedsrenta og styringsrenta er kointegrerte. For å teste robustheten til de estimerte modellene utfører jeg Granger-kausaltetstester, impulsrespons-analyser og estimering av underutvalg.

Resultatene fra begge modellene mine viser et fullt gjennomslag på lang sikt og et ufullstendig gjennomslag på kort sikt.

Abstract

It is important for the Norwegian economy to have an efficient monetary policy. Norges Bank will then be able to control the short term market rates by adjusting the policy rate, and thereby affecting the mortgage rate facing the households.

The aim of this master's thesis is to estimate the the pass-through and the speed of adjustment from the policy rate to the money market rate, and from the money market rate to the mortgage rate. I will then indirectly be able to measure the impact of changes in the policy rate to the mortgage rate.

I am estimating a VECM for the period 2005(3)-2018(4) with the use of Johansens's cointegration test and find that both the mortgage rate and the money marked rate; and the money market rate and the policy rate, are cointegrated. In order to perform robustness checks of the models I am using a Granger causality test, impulse response analysis and a sub sample.

My results indicate that the pass-through in both of my models are complete in the long run and an incomplete in the short run.

Innhold

1	Innledning	1
2	Det finansielle systemet i Norge	3
2.1	Bankenes oppgaver	3
2.2	Pengemarkedet	5
2.3	Obligasjonsmarkedet	6
2.4	Bankenes eiendeler og finansiering	7
2.5	Boliglånsrenta	9
2.6	Pengemarkedsrenta	10
2.7	Styringsrenta	13
3	Litteraturkapittel	16
4	Metode	20
4.1	VAR	20
4.2	Stabilitetsbetingelse	23
4.3	Tidsserieegenskaper	25
4.3.1	Stasjonaritet	25
4.3.2	Deskriptiv statistikk	26
4.4	Enhetsrøtter og tester	27
4.4.1	Dickey-Fuller-test	27
4.4.2	Utvidet Dickey-Fuller (ADF)-test	28
4.4.3	Svakheter ved Dickey-Fuller-testen og alternative tester	29
4.5	Informasjonskriterier	30
4.6	Spesifikasjonstester	30
4.7	Dummyvariabler	33
4.8	Kointegrasjon	33
4.8.1	Forklaring av VECM	34
4.8.2	Johansens kointegrasjonstest	35
4.8.3	Rang og karakteristiske røtter	36

4.9	Granger-kausaltet	39
4.10	Impulsrespons-funksjoner	41
5	Analyse	44
5.1	Data og grafisk analyse	44
5.2	Forklaring av variabler	47
5.3	Dummyer i analysene mine	48
5.4	Enhetsrottester	49
5.5	Analyse 1: Boliglånsrenta og pengemarkedsrenta	50
5.5.1	Test for Granger-kausaltet 1	58
5.5.2	Underutvalg analyse 1	60
5.5.3	Impulsrespons-analyse	60
5.5.4	Sammendrag analyse 1	62
5.6	Analyse 2: Pengemarkedsrenta og styringsrenta	64
5.6.1	Test for Granger-kausaltet 2	70
5.6.2	Underutvalg analyse 2	72
5.6.3	Impulsrespons-analyse 2	73
5.6.4	Sammendrag analyse 2	74
6	Konklusjoner, videre forskning og begrensninger	77
	Referanseliste	80
	Appendiks	83
A	Primitiv VAR	83
B	VAR på standardform	83
C	Urestrikerete variabler	84
D	SEM og identiteter	84
E	Tester	85

1 Innledning

I jobben min i bank opplever jeg at kundene forventer at en endring i styringsrenta vil føre til en like stor endring i boliglånsrenta. Tilsvarende opplever jeg at enkelte kunder forventer at en endring i pengemarkedsrenta skal gi en like stor endring i boliglånsrenta. Boliglånsrenta er normalt avhengig av flere forhold enn styringsrenta og pengemarkedsrenta, noe som ofte fører til at endringer i boliglånsrenta ikke samsvarer med kundenes forventninger.

Når sentralbanken endrer styringsrenta ønsker de å påvirke de korte pengemarkedsrentene. Disse vil påvirke pengemarkedsrenter med lengre løpetid, som igjen påvirker renter på obligasjoner og bankenes utlånsrenter. Boliglånsrenta påvirkes også av det løpende gjennomsnittet i risikopåslagene til obligasjoner med fortrinnsrett (OMF) og gjennomsnittet på innskuddsrenta. I tillegg priser bankene inn hvilken risiko de står overfor med tanke på tap på boliglånene de utsteder. Jo større sannsynlighet det er for at låntaker ikke betaler tilbake det som kreves, jo høyere blir også utlånsrenta for den aktuelle låntakeren. Dette er kun noen av faktorene som påvirker rentebestemmelsen. Jo flere faktorer som inkluderes, jo riktigere bilde får en av boliglånsrenta. Det at styringsrenta eller pengemarkedsrenta endres, slår ikke nødvendigvis fullt ut i bankenes boliglånsrenter.

Jeg ønsker å undersøke om det finnes et langsiktig likevektsforhold mellom boliglånsrenta og pengemarkedsrenta; og mellom pengemarkedsrenta og styringsrenta. Perioden jeg analyserer er 2005(3)-2018(4). Jeg bruker tidsserier for boliglånsrenta, pengemarkedsrenta og styringsrenta, og estimerer en to-variabel VECM («vector autoregressive model»)¹ i hver av analysene. Hovedfokuset i den første analysen er pengemarkedsrentas påvirkning på boliglånsrenta, mens hovedfokuset i den andre analysen er styringsrentas påvirkning på pengemarkedsrenta. Ut i fra resultatene fra begge analysene vil jeg kunne si noe om den indirekte sammenhengen mellom boliglånsrenta og styringsrenta, og videre hvilke implikasjoner funnene har for gjennomslagskraften til pengepolitikken i Norge. Resultatene mine vil kunne si noe om hvor fort husholdningene i samfunnet påvirkes av endringer

¹På norsk kalt en feiljusteringsmodell

i både pengemarkedsrenta og styringsrenta.

Jeg har brukt artikkelen til Hungnes (2012) som inspirasjon, hvor jeg i likhet med ham har brukt rammelånsrenta som variabel for boliglånsrenta og tre måneder Nibor som variabel for bankenes finansieringskostnad. Styringsrenta er gitt ved foliorenta til Norges Bank. I kapittel 2 har jeg bruk oppslagsverket til Norges Bank «Det norske finansielle systemet 2019» som utgangspunkt. I metodekapittlet har jeg fulgt beskrivelsene til Enders (2012). Der hvor andre kilder er brukt er dette spesifisert.

For å utføre de økonometriske analysene har jeg brukt analyseprogrammet, OxMetrics, og den tilhørende modulen, PcGive. Unntaket er Phillips-Perron-testen. Denne er utført i analyseprogrammet, STATA.

Resultatene fra estimeringene mine viser at både boliglånsrenta og pengemarkedsrenta; og pengemarkedsrenta og styringsrenta er kointegrerte. Videre finner jeg et fullt gjennomslag på lang sikt i begge modellene, mens gjennomslaget på kort sikt ikke er komplett. Dette impliserer på samme måte at gjennomslaget fra styringsrenta til boliglånsrenta er komplett på lang sikt, men ikke på kort sikt.

Oppgavens oppbygging er som følger: Kapittel 2 beskriver det finansielle systemet i Norge. Kapittel 3 presenterer relevant litteratur fra både Norge og andre deler av verden og kapittel 4 beskriver det økonometriske grunnlaget for oppgaven. Videre presenterer jeg i kapittel 5 en grafisk analyse av tidsseriene jeg har brukt i oppgaven min, pluss en nærmere forklaring av variablene i analysene. Deretter går jeg gjennom de to hovedanalyse-ene mine for hovedutvalget, etterfulgt av Granger-kausaltetstester, et underutvalg og en impulsrespons-analyse. Til slutt gir jeg en oppsummering i kapittel 6.

2 Det finansielle systemet i Norge

Bankene i Norge har en viktig oppgave innenfor det finansielle systemet, da en bank som opplever finansielle problemer kan overføre dette videre til samfunnet i sin helhet (Norges Bank, 2019a). Et viktig marked innenfor det finansielle systemet er pengemarkedet, hvor bankene den største aktøren. En annen viktig aktør i pengemarkedet er Norges Bank. Det viktigste verktøyet til Norges Bank er å opprettholde en stabil prisvekst og utvikling i økonomien i Norge. Styringsrenta og hvilke forventninger markedet har til dens fremtidige nivå påvirker først og fremst de korte rentene i pengemarkedet via bankene - ut i fra hvilket nivå bankene setter på innskudd og utlån overfor kundene sine. Videre har markedsrentene innvirkning på en rekke forhold i Norge og dermed den generelle utviklingen i økonomien. Den brede påvirkningen pengemarkedsrentene har på samfunnet gjør at det er viktig med et bredt gjennomslag fra styringsrenta til pengemarkedsrenta og videre fra pengemarkedsrenta til boliglånsrenta.

I dette kapitlet legger jeg grunnlaget for problemstillingen min, for å kunne analysere hvordan Norges Banks endringer i styringsrenta først slår ut i pengemarkedsrenta og deretter i boliglånsrenta. I kapittel 2.1 forklarer jeg hvordan banker omgjør sparing til lån. I kapittel 2.2 og 2.3 ser jeg på henholdsvis pengemarkedet og obligasjonsmarkedet, for deretter å se nærmere på hva bankenes eiendeler og finansiering består av, i kapittel 2.4. Til slutt gir jeg en nærmere forklaring av boliglånsrenta, pengemarkedsrenta og styringsrenta i kapittel 2.5, 2.6 og 2.7.

2.1 Bankenes oppgaver

En av bankenes viktige oppgaver i Norge er å gjøre om sparing til lån (Norges Bank, 2019a). Privatpersoner foretrekker som regel å skaffe finansiering via bankene og ikke direkte i obligasjonsmarkedet. Bankene kan benytte seg av stordriftsfordeler og tilbyr normalt lån til gunstigere betingelser. Om lag 80 % av kreditten som gis til norske husholdninger og bedrifter innenlands utstedes av banker og kredittforetak. I motsetning til banker har ikke kredittforetak konsesjon til å motta kundeinnskudd. Kredittforetakene

består i stor grad av OMF-kredittforetak og gir lån til finansiering av bolig og næringseidom. Bankene selv står for den største andelen av utlånene, selv om kredittforetakenes utlånsvolum har økt etter innføringen av OMF.²

Låntakeren ønsker som regel lang løpetid på lånet, mens sparerer som oftest ønsker å ha mulighet til å ta ut sparepengene sine ved behov. Omgjøringen av kortsiktige innskudd til langsiktige lån omtales som en løpetidstransformasjon. Fordi de samlede innskuddene er relativt stabile, kan bankene gjennom statistiske metoder beregne hvor stor del av innskuddene de til enhver tid bør ha tilgjengelig for kundene sine. Denne stabiliteten, i tillegg til at bankene har mulighet til å både sette inn og låne penger i sentralbanken, gir dem mulighet til å tåle at innskuddene varierer noe på kort sikt.

Bankene tar opp lån i markedet med kortere løpetid enn hva de setter på utlån, noe som også betegnes som en transformering av løpetid. Lån med kort løpetid har en lavere rente enn de langsiktige lånene og bankene innhenter en kostnadmessig gevinst ved å velge kortsiktig finansiering. Bankene har mulighet til å tilpasse finansieringen de henter i markedet til løpetiden på lånene de utsteder. Både løpetidstransformasjonen og refinansieringsrisikoen blir da mindre.

Hvis en bank bestemmer seg for å endre renta på boliglånet til en personkunde, må endringen i følge finansavtaleloven (2019, §49 og §50), varsles minst seks uker i forkant. Bankene kan benytte en kortere frist hvis endringen i rentesatsen skjer på grunn av en vesentlig endring i pengemarkedsrenta, obligasjonsrenta eller at bankene opplever en generell økning i kostnaden forbundet ved innlån. Ved en endring av renta i kundens favør, er det ikke et tilsvarende krav om varslingsfrist.

Banksektoren i Norge består hovedsakelig av banker eid av norske aktører og defineres som egne juridiske enheter (Norges Bank, 2019a). Utover dette eies bankene i Norge av utenlandske banker via datterbanker og filialer. Datterbanker reguleres på samme måte som norskeide banker. Filialer eid av utenlandske banker er ikke egne juridiske enheter

²Kredittforetakene får ofte en kreditt av bankene med kort løpetid for å finansiere overføringen av boliglånene. For å nedbetale kreditten gitt av bankene, kan OMF-foretakene utstede OMF. Banken har da mulighet til å ta i mot OMF med samme verdi som boliglånene som nå står på OMF-foretakene

og reguleres fra hjemlandet til eierne av filialene.³

Globaliseringen bidrar til relasjoner mellom banker på tvers av landegrenser. For å gjøre det internasjonale banksystemet mer robust og for å likestille bankenes konkurransevilkår mellom land, har det internasjonale Basel-regelverket blitt utarbeidet.⁴

Eiere, bankenes kreditorer og myndighetene følger nøye med bankenes virksomhet. Løpe-tidstransformasjonen utgjør en risiko for banker på grunn av faren for store uventede uttak av innskudd, såkalte «bank runs», eller som følge av vanskeligheter med å fornye markedsfinansiering. Dette kan føre til store problemer i banksektoren, da bankene også har sterke bånd seg i mellom. Hvis en bank opplever finansielle problemer, eller i verste fall går konkurs, kan dette smitte over på det finansielle systemet som en helhet.

2.2 Pengemarkedet

Pengemarkedet består av markeder hvor aktører kan investere og låne penger med en løpetid på inntil ett år (Norges Bank, 2019a). Den største aktøren i pengemarkedet er bankene.

Markedet hvor banker kan låne penger seg i mellom kalles interbankmarkedet, og er en stor del av pengemarkedet. Bankenes hovedinstrumenter i pengemarkedet er usikrede interbanklån og sikrede interbanklån, som valutabytteavtaler.⁵ Usikrede interbanklån består av pengemarkedsinstrumenter med kort løpetid, som lån over natta.

Interbankmarkedet brukes for å dekke finansieringer som er av kortsiktig karakter, som for eksempel hvis en bank har store utbetalinger en dag, som kan dekkes inn ved at den

³Eksempelvis er Danske Bank en norsk filial og er under tilsyn av både finanstillsynet i Norge og finanstillsynet i Danmark (Danske Bank, u.d.). Nordea i Norge ble endret fra datterbank til filial i 2017 og er under tilsyn av finanstillsynet i Sverige og finanstillsynet i Norge (Nordea, u.d.)

⁴Les mer om Basel-regelverket på nettsiden til BIS (Bank of International Settlement (BIS), u.d.)

⁵En valutabytteavtale omtales også som en valutaswap. I en slik avtale blir to parter enige om å bytte et avtalt beløp av to valutaer til spotkurs, det vil si kursen i dag. Deretter byttes det spesifiserte beløpet tilbake til terminkursen, det vil si en kurs de to partene avtaler i forkant av byttehandelen. Differansen mellom spot- og terminkursen kalles termintillegget og omtales som rentedifferansen mellom de to valutaene for den avtalte perioden. Slike valutabytteavtaler brukes av blant annet banker for å omgjøre utenlandsk valuta til norske kroner og kan betraktes som et interbanklån med sikkerhet, ved at parten som låner ut en valuta mottar sikkerhet via den andre partens valuta

mottar tilsvarende innbetalinger dagen etter. Ved behov for finansiering som er mer permanent, vil banken normalt benytte seg av langsiktig finansiering. Interbankmarkedet kan betraktes som en sikkerhet for bankene, da de i dette markedet enkelt skal kunne dekke inn de kortsiktige svingningene i likviditeten.

2.3 Obligasjonsmarkedet

I motsetning til pengemarkedet, består obligasjonsmarkedet av standardiserte lån med løpetid på over ett år (Norges Bank, 2019a). Banker og kredittforetak, i tillegg til staten, er blant de største utstederne av obligasjoner. Banker er blant de største investorene i obligasjonsmarkedet. Det er mulig for en investor å selge en utstedt obligasjon videre via annenhåndsmarkedet, hvor prisen på obligasjonen er en viktig indikator på risikoen forbundet med utstederne.

Obligasjoner med fortrinnsrett (OMF) er den norske utgaven av den internasjonale betegnelsen «covered bonds», noe som tilsvarer en type obligasjoner med sikkerhet. OMF ble tatt i bruk i Norge i 2007 og har vært et viktig instrument innenfor boligfinansieringen i Sverige, Danmark og Tyskland over en lengre periode. Investorer som investerer i OMF får en såkalt fortrinnsrett til visse eiendeler på OMF-utsteders balanse, som blir sett på som spesielt sikre eiendeler. Det er kun kredittforetak, som stort sett eies og er underlagt kontroll av banker, som har lov til å utstede OMF. Den underliggende sikkerheten i en OMF består i all hovedsak av boliglån, og har sikkerhet i boliglån som er innenfor 75 % av boligens verdi.

Frem til OMF ble tatt i bruk i Norge, var det seniorobligasjoner som var den mest brukte finansieringskilden i markedet på lang sikt.⁶ Fra 2007 har omfanget av seniorobligasjonslån blitt redusert, samtidig som utestående OMF har økt i volum. Seniorobligasjoner blir fortsatt betraktet som en viktig kilde til finansiering for lån som ikke har sikkerhet som tilfredsstillende kravene til OMF.

⁶Seniorobligasjoner er obligasjoner uten sikkerhet, som ikke knyttes opp mot bestemte eiendeler og dermed er et generelt krav mot utsteder

En OMF har lavere kredittrisiko enn annen markedsfinansiering, noe som gjør dette til et etterspurt instrument hos både utestedere og investorer (Finans Norge, 2015). OMF fører til at norske banker har mulighet til å skaffe langsiktig finansiering til gunstigere priser sammenlignet med annen markedsfinansiering.

Hvis en obligasjonsutsteder går konkurs er det aktører som har investert i OMF som først får dekket sitt krav mot obligasjonsutstederen. Deretter følger seniorobligasjoner, obligasjoner med lavere prioritet enn seniorobligasjoner (kalt ansvarlig kapital) og til sist egenkapitalen. Det betyr at det i første rekke er egenkapitalen til obligasjonsutstederen som må ta tap ved konkurs og helt til sist OMF.

2.4 Bankenes eiendeler og finansiering

For å få en bedre forståelse av hvordan bankene bestemmer renta på boliglån og hvordan lånene finansieres, har jeg i tabell 1 presentert et enkelt eksempel på bankenes balanse.

Bankenes eiendeler består i stor grad av utlån til kunder. Per 31. desember 2018 gikk 47 % av utlånene til privatmarkedet og 26 % av utlånene til næringsmarkedet.⁷ Lånene er for det meste gitt i norske kroner. Utover utlån til kunder kan bankenes eiendeler bestå av innskudd fra kunder, innskudd i kredittinstitusjoner, innskudd i sentralbanker, verdipapirer og kontanter. En av årsakene til at bankene holder eiendeler utover kundeinnskudd, er at bankene må ha tilgjengelig kapital hvis kunder skulle ønske å ta ut mer av innskuddene enn forventet eller hvis banken av en eller annen grunn ikke får like stor tilgang til ny markedsfinansiering. Andre eiendeler består i stor grad av valuta i amerikanske dollar eller euro.

⁷Se oversikt over den totale utlånsfordelingen i figur 2.6 på s. 52 i Norges Bank (2019a)

Tabell 1: **Enkel bankbalanse**

Eiendeler	Gjeld og egenkapital
Konter og innskudd i sentralbanker	Innskudd fra sentralbanker og kredittinstitusjoner
Utlån til kredittinstitusjoner	Obligasjoner
Finansielle instrumenter	Kundeinnskudd
Utlån til kunder	Ansvarlig kapital (egenkapital, ansvarlige lån m.m)
Andre eiendeler	

Note: Inspirasjon til tabellen er hentet fra Hoff (2011) tabell 1, s. 23 og fra det Norges Bank (2019a) figur 2.5 s. 52

Hovedkildene til norske bankers finansiering kommer fra kundeinnskudd og langsiktig markedsfinansiering, som obligasjoner (Norges Bank, 2019a). Disse to finansieringskildene er normalt stabile over tid. Kundeinnskudd står for i overkant av en tredjedel av finansieringen og langsiktig finansiering står for i underkant av en tredjedel. Mindre sparebanker henter i større grad finansiering fra kundeinnskudd, mens større banker benytter mer langsiktig markedsfinansiering. En stabil finansiering betyr at bankene er bedre rustet til å tåle urolige perioder.

Kostnaden for markedsfinansieringen er avhengig av en referanserente. Denne referanserenta er vanligvis gitt ved den norske pengemarkedsrenta, Nibor. I tillegg påvirkes kostnaden på markedsfinansieringen av blant annet den enkelte banks rating, soliditet og størrelse.

Det er verdt å merke seg at er enn 50 % av markedsfinansieringen bankene henter inn kommer fra utenlandsk valuta. En stor andel av norske banker og kredittforetaks finansiering via obligasjoner er i utenlandsk valuta; hovedsakelig i euro. Andre valutasorter obligasjonene (spesielt OMF) utstedes i er svenske kroner, amerikanske dollar, britiske pund og sveitsiske franc. Obligasjoner utstedt i utenlandsk valuta brukes til finansiering av eiendeler som er gitt i tilsvarende valuta. I tillegg blir den utenlandske valutaen som hentes inn vekslet om til norske kroner. De norske kronene blir da brukt til å utstede lån i norske kroner via derivater som valutabytteavtaler. Bytteavtalene sørger for at bankene får inn de kronene de har behov for, samtidig som de får igjen den utenlandske valutaen tidsnok til å betale tilbake obligasjonslånet når det forfaller.

2.5 Boliglånsrenta

Bankene benytter normalt finansiering med både kortere og lengre løpetid, noe som er med på å forklare hvorfor boliglånsrenta ikke alltid følger bevegelsene i pengemarkedsrenta (Finans Norge, 2015). I tillegg kan endringer i krav fra myndighetene, som for eksempel egenkapitalkravene som ble innført i 2013, føre til at bankenes rentemargin endres.⁸

Finanskrisa i 2007/2008 og statsgjeldskrisa i eurolandene i etterkant, førte til økte påslag i pengemarkedene og kredittmarkedene internasjonalt (Finans Norge, 2015). Dette førte til at forskjellen mellom pengemarkedsrenta og styringsrenta i flere land, inkludert Norge, økte. Tremåneders Nibor var ca. 0,25 %-poeng høyere enn styringsrenta før finanskrisa og eurokrisa. Fra finanskrisa startet og i tiden etter var påslaget på det høyeste på 1,5 %-poeng. Deretter holdt det seg på 1 %-poeng en god stund, for så å reduseres ytterligere.

Uroen i finansmarkedene som følge av krisene nevnt over, førte også til at bankene opplevde økte risikopåslag på langsiktig markedsfinansiering som OMF og seniorobligasjoner (Finans Norge, 2015). I midten av 2012 falt påslagene. Lån som ble tatt opp før finanskrisen hadde normalt et lavere påslag, selv sammenlignet med påslagene som eksisterte fra midten av 2012. En refinansiering av disse lånene kunne påføre bankene en høyere kostnad i snitt, fordi risikopåslaget på dette tidspunktet var høyere.

Som forklart i tabell 1, består bankenes finansieringsstruktur også av ren kjernekapital og annen ansvarlig kapital (Norges Bank, 2019a). Annen ansvarlig kapital er fondsobligasjoner og ansvarlige lån. Disse har høyere risiko enn seniorobligasjoner og OMF, noe som gir et høyere nivå på risikopåslagene. Hvis banken opplever tap, går det først ut over egenkapitalen.⁹ Dette er årsaken til at egenkapitalen som finansieringskilde krever

⁸Rentemarginen er her definert som forskjellen mellom boliglånsrenta og kostnadene bankene står overfor

⁹Egenkapitalandelen er gitt ved den prosentvise andel egenkapital målt mot de totale eiendelene, det vil si forvaltningskapitalen. Det er vanlig å måle hvor solide bedrifter er ut i fra egenkapitalandelen. Det er satt krav til banker og finansforetaks soliditet gjennom kapitaldekningskrav. Kapitaldekning er den totale kapitalen (summen av egenkapital, hybridkapital og ansvarlig lånekapital) oppgitt i % av de risikovektede eiendelene. Hvis et finansforetak går konkurs, er det egenkapitalen som først må bære tap, etterfulgt av

et høyere avkastningskrav enn de andre finansieringskildene. Krav til økt egenkapital fra myndighetene fører totalt sett til økte finansieringskostnader for bankene.

Bankenes kostnad på markedsfinansiering beregnes ut i fra et løpende gjennomsnitt av både tidligere og nye påslag (Finans Norge, 2015). Den totale kostnaden får bankene ved å plusse sammen gjennomsnittspåslaget de har beregnet og pengemarkedsrenta på det aktuelle tidspunktet. Forskjellen mellom endringen i det beregnede risikopåslaget og endringer i nye risikopåslag kan være forskjellige. Årsaken er at nye risikopåslag påvirkes av størrelsen på risikopåslaget som var gjeldende da forrige obligasjon ble utstedt.

Det er verdt å merke seg at boliglånsrenta ikke påvirkes kun av utviklingen i penge-markedsrenta (Finans Norge, 2015). Boliglånsrenta påvirkes blant annet av det løpende gjennomsnittet i risikopåslagene i OMF og gjennomsnittet på innskuddsrenta. I tillegg priser bankene inn hvilken risiko de står overfor med tanke på sannsynligheten for om en låntaker vil tilbakebetale lånet eller om de kan risikere å tape. Jo større sannsynlighet det er for at låntaker ikke betaler tilbake det som kreves, jo høyere blir også utlånsrenta for den aktuelle låntakeren. Dette er kun noen av faktorene som påvirker rentebestemmelsen. Poenget er at jo flere faktorer som inkluderes, jo riktigere bilde får man av boliglånsrenta. Det at pengemarkedsrenta endres, slår ikke nødvendigvis fullt ut i bankenes utlånsrenter. Ved en inkludering av flere viktige faktorer, kan bildet av endringen i boliglånsrente være et helt annet og det kan dermed være vanskelig å komme frem til en klar konklusjon når man kun ser på en side av saken.

2.6 Pengemarkedsrenta

Den norske pengemarkedsrenta, Nibor («Norwegian Interbank Offered Rate»), beregnes som et gjennomsnitt av renta panelbankene publiserer for hver løpetid; med unntak av lave og høye renter (Finans Norge, 2015). Panelet består av seks banker som sender inn daglige kvoteringer av Nibor.¹⁰ Renta som kvoteres av panelbankene skal reflektere den renta den

hybridkapital og tilleggskapital

¹⁰Panelbankene består av DNB Bank ASA, Danske Bank A/S, Svenska Handelsbanken AB, Nordea Bank ABP, SEB AB og Swedbank AB (Norske Finansielle Referanser AS, u.d.)

enkelte av bankene anser som det beste estimatet for låne ut kapital i norske kroner til en «ledende bank som er aktiv i det norske penge- og valutamarkedet» (s. 3). Renta er kun ment som anslag på markedsrenter og ikke som direkte tilbud. Nibor kvoterer i løpetider fra en uke til seks måneder. Det er spesielt tre måneders Nibor som benyttes som referanse for andre renter.

Nibor er konstruert som en valutaswaprente, noe som gjør at pengemarkedsrenta kan påvirkes av utenlandske forhold (Tafjord, 2015). Spesielt er Nibor knyttet opp mot forhold i europeisk og amerikansk økonomi. Dette skyldes at Nibor blir beregnet med grunnlag i den europeiske pengemarkedsrenta, Euribor, valutaswappet til dollar. Internasjonale sjokk som kvantitative lettelser i euroområdet, kan derfor påvirke nivået på den norske pengemarkedsrenta. Nibor er også avhengig av renta de ulike panelbankene ser på som den beste renta til å speile kostanden disse står overfor ved å låne amerikanske dollar usikret i interbankmarkedet (dollarrenta) og forskjellen mellom renta i Norge og USA (terminpunktene).

Nibor kan uttrykkes ved en ligning for dekket renteparitet (CIP):

$$(1 + i_{Nibor}) = \frac{F}{S}(1 + i_{USD}) \quad (1)$$

Hvor i_{Nibor} er Nibor, S er spotkursen for antall dollar per NOK, F er terminkursen for antall dollar per NOK og i_{USD} er dollarrenta bankene i Nibor-panelet tar utgangspunkt i når de beregner Nibor.¹¹

Frem til finanskrisa i 2008 brukte panelbankene den amerikanske pengemarkedsrenta, Libor, for å beregne Nibor. I september 2008 gikk panelbankene over til å bruke en dollarrente beregnet av meglerhuset Carl Kliem i Frankfurt. De mente at Kliem-renta bedre reflekterte kostnaden ved å låne amerikanske dollar i interbankmarkedet. Kliem-renta er generelt høyere enn Libor. Ved å bruke Kliem som utgangspunkt, blir Nibor liggende på et høyere nivå enn hva den ville vært hvis Libor fortsatt ble brukt.

¹¹Mulighet for skjønsmessig vurdering, pluss at panelbankene tar utgangspunkt i noe ulike rentedifferanser mellom dollar og kroner, fører til at disse bankene ikke kommer frem til helt like beregninger av Nibor. Man antar at panelbankene i gjennomsnitt tar utgangspunkt i en dollarrente som er så og si lik Kliem-renta

Kliem-renta representerer kostnaden de europeiske bankene står overfor ved å ta opp usikrede lån i interbankmarkedet i dollar. Kliem-renta kan dermed tolkes som Euribor, valuta-swappet til dollar, gitt ved ligning (2).¹² Euribor kan deles opp i to ulike komponenter: Europeiske styringsrenteforventninger gitt ved OIS-renta og et risikopåslag, gitt ved ligning (3).

$$Kliem = OIS_{EUR} + rp_{EUR} + tp_{EURUSD} \quad (2)$$

$$= OIS_{USD,faktisk} + OIS_{basisEURUSD} + rp_{EUR} \quad (3)$$

Ligning (2) uttrykker Kliem som summen av OIS-renta i euro, OIS_{EUR} , risikopåslaget i Euribor, rp_{EUR} , og terminpunktene mellom dollar og euro, tp_{EURUSD} . Ligning (3) uttrykker Kliem som summen av den faktiske OIS-renta i dollar, $OIS_{USD,faktisk}$, OIS-basisen mellom euro og dollar, $OIS_{basisEURUSD}$, i tillegg til påslaget i Euribor, rp_{EUR} .

Ved å ta utgangspunkt i en rente tilnærmet lik Kliem-renta, kan Nibor uttrykkes som summen av Kliem og terminpunktene mellom dollar og norske kroner, tp_{USDNOK} , som vist i ligning (4). Videre kan ligningen for Nibor erstattes med uttrykket for Kliem gitt ved ligning (3). Nibor kan da uttrykkes som summen av den faktiske OIS-renta i dollar, $OIS_{USD,faktisk}$, OIS-basisen mellom euro og dollar, $OIS_{basisEURUSD}$, påslaget i Euribor, rp_{EUR} , og terminpunktene mellom dollar og euro, tp_{USDNOK} :

$$Nibor = Kliem + tp_{USDNOK} \quad (4)$$

Tilsvarende andre ibor-renter kan også Nibor i teorien deles inn i styringsrenteforventninger og et risikopåslag, hvor førstnevnte er gitt ved tremåneders styringsrenteforventninger, SRF , og risikopåslaget i Nibor er gitt ved, rp_{NOK} . Sammenhengen er vist i ligning (5). Risikopåslaget legges på som en meravkastning fra bankenes side for å ta på seg risikoen med å låne ut penger til hverandre usikret, framfor å plassere midlene til styringsrenta i Norges Bank. I Norge har vi ikke et eget OIS-marked, noe som gjør det vanskelig å tallfeste hvor stor del av Nibor som er styringsrenteforventninger og hvor stor del som er risikopåslag. Det er av den grunn kun mulig å tallfeste Nibor direkte.¹³

$$Nibor = SRF + rp_{NOK} \quad (5)$$

¹²For en nærmere utledning av de ulike sammenhengene mellom Kliem og Euribor, se s. 2-8 i Tafjord (2015)

¹³Ifølge Tafjord (2015) er det kun mulig å tallfeste de ulike komponentene i Nibor direkte når det er mer enn tre måneder til neste rentemøte i Norges Bank. Årsaken er at vi da vet at styringsrenta normalt ikke vil endres i denne perioden. I situasjoner hvor en tremåneders-periode for Nibor går over to ulike rentemøte-perioder, må en gjøre antagelser for å tallfeste hvilke styringsrenteforventninger markedet har fra Nibor. I en slik situasjon vil det være vanskelig å vite om en endring i Nibor skjer som følge av endringer i styringsrenteforventninger eller endringer i risikopåslaget fra bankene

Ut i fra ligning (3) og ligning (4), ser vi at OIS-renta i dollar påvirker den norske penge-
markedsrenta. En endring i styringsrenteforventningene i USA vil i følge ligningen føre
til en endring i Nibor. Det at forventninger til den amerikanske styringsrenta skal påvirke
det norske interbankmarkedet direkte, høres isolert sett lite logisk ut. Normalt vil dette
heller ikke skje som følge av betingelsen for dekket renteparitet. For et gitt nivå på nors-
ke styringsrenteforventninger, vil en økning (reduksjon) i styringsrenteforventningene i
USA, kanselleres ved at termintillegget mellom dollar og kroner reduseres (øker). Dette
under forutsetning om at OIS-basisen mellom dollar og norske kroner er konstant. Når
det gjelder endringer i norske styringsrenteforventninger påvirker disse Nibor via termin-
punktene mellom dollar og norske kroner. Hvis påslaget i Euribor og OIS-basisen mellom
euro og dollar endres, er det ikke nødvendigvis en kansellering som nevnt for amerikanske
styringsrenteforventninger. Forhold som fører til endringer i påslaget i Euribor og OIS-
basisen mellom euro og dollar kan dermed føre til endringer i Nibor.

En økning i påslaget i Euribor som følge av at banker i euro-området anser det som mer
risikabelt å låne hverandre penger, eller at eurobankene ikke har like god likviditet som
tidligere, kan føre til at Euribor øker. En situasjon med et økt påslag i den europeiske
pengemarkedsrenta vil ikke nødvendigvis tilsi at risikoen i det norske interbankmarkedet
har økt eller tilsvarende at likviditeten i Norge er redusert. Påslaget i den norske penge-
markedsrenta kan likevel stige som følge av situasjonen i euro-området. Et eksempel på
dette er krisen i euro-området i 2012. I denne perioden økte påslaget i Euribor drastisk,
noe som også førte til at Nibor økte gjennom en økning i risikopåslaget i den norske
pengemarkedsrenta.¹⁴

2.7 Styringsrenta

Styringsrenta er det viktigste verktøyet sentralbanken i Norge har for å opprettholde en
stabil prisvekst og utvikling i økonomien (Norges Bank, u.d.-a). Styringsrenta og hvilke
forventninger markedet har til dens fremtidige nivå, påvirker først og fremst de korte ren-
tene i pengemarkedet via bankene. Dette ut i fra hvilket nivå bankene setter på innskudd

¹⁴Figur 8 s. 7 i Tafjord (2015)

og utlån overfor kundene sine. Deretter har markedsrentene innvirkning på en rekke forhold i Norge, som prisene på verdipapirer, boligpriser og låne-, forbruks- og investerings- etterspørselen. Styringsrenta påvirker dermed en rekke viktige størrelser i økonomien, noe som er bakgrunnen for at renta kalles en «styringsrente».

Styringsrenta kalles også foliorenta, og er renta på innskudd opp til et visst nivå som bankene kan ha på konto i Norges Bank (Norges Bank, 2019b). I oktober 2011 ble det innført begrensninger på hvor mye bankene kan sette inn til foliorente i Norges Bank. Dette førte til at bankene i mindre grad ønsket å sitte med overskudd av likviditet til en lavere reserverente (foliorenta minus 100 basispunkter). Styringsrenta befinner seg etter denne endringen midt i rentekorridoren på 200 basispunkter, hvor gulvet er reserverenta og D-lånsrenta er taket.¹⁵ De korte rentene i pengemarkedet vil normalt finne seg i rentekorridoren mellom foliorenta og D-lånsrenta. Hovedstyret i Norges Bank setter styringsrenta i Norge ut i fra målet i likviditetspolitikken om å holde de korte pengemarkedsrenta tett opp mot styringsrenta (Norges Bank, 2020).

Norges Bank har styrt pengepolitikken i Norge etter et inflasjonsmål siden mars 2001 (Norges Bank, u.d.-b). Det betyr at når sentralbanken bestemmer nivået på styringsrenta i Norge, sikter de mot å bruke styringsrenta som et verktøy for å holde inflasjonen nær et bestemt inflasjonsmål. Bakgrunnen for dette er at pengepolitikken hovedmål er å legge til rette for en lav og stabil inflasjon. I tillegg skal pengepolitikken bidra til en stabil utvikling i produksjon og sysselsetting.

Da inflasjonsmålet ble innført i 2001 var målet satt til 2,5 % (Thomassen, 2018). I mars 2018 reduserte regjeringen dette målet ned til 2 %. Inflasjonsmålet ble først satt i 2001 som en de av nye retningslinjer for den økonomiske politikken, men i praksis hadde Norges Bank styrt etter et implisitt inflasjonsmål siden Norge gikk fra fast til flytende valutakurs i 1999. I 2016 ble retningslinjene for pengepolitikken gjennomgått og inflasjonsmålet ble redusert i 2018.

For at endringen i styringsrenta skal ha effekt i økonomien, må den påvirke den renta husholdninger og bedrifter normalt står overfor - det vil si markedsrenta. Når sentralban-

¹⁵D-lånsrenta er renta på bankenes lån i Norges Bank med varighet på én dag

ken endrer styringsrenta forsøker de å påvirke de kortsiktige pengemarkedsrentene. Disse vil igjen påvirke pengemarkedsrenter med lengre løpetid, som igjen påvirker renter på obligasjoner og bankenes utlånsrenter.

3 Litteraturkapittel

I dette kapitlet presenterer jeg en oversikt over studier som er gjort på pengepolitikens overføringskraft i Norge, Sverige og euro-området. Jeg har ikke funnet noen nyere studier fra Norge for årene etter statsgjeldskrisa, men har inkludert en studie fra Tyskland for årene etter finans- og statsgjeldskrisa. Et fellestrekk i litteraturen på området er at pengepolitikens gjennomslag til boliglånsrenta ikke er komplett på kort sikt; dette ifølge Hennecke (2017) uavhengig av hvilken estimeringsmetode som brukes. Tilsvarende er det et kjent funn i litteraturen at det eksisterer et komplett gjennomslag på lang sikt, hvor langtidssammenhengen mellom styringsrenta, pengemarkedsrenta og boliglånsrenta er stabil. Noen av metodene som er brukt er tidsserier, tversnittsdata og paneldata, og estimeringsmetoder som feiljusteringsmodeller (ECM), vektor autoregressive modeller (VAR) og autoregressive distribuerte lag-modeller (ARDL).

Hungnes (2012) har estimert en ECM for renta på rammelån, gitt ved ligning (6):¹⁶

$$\Delta rammere_t = \sum_{i=1}^3 \beta_{0i} \Delta rammere_{t-i} + \sum_{i=0}^3 \beta_{1i} \Delta r_{t-i} + \alpha (rammere_{t-1} - r_{t-1} - \mu) + \varepsilon_t \quad (6)$$

Hungnes gjør to estimeringer for periodene 2000(1)-2011(3) og 2005(1)-2011(3), som gir omlag samme resultater; med et langsiktig rentepåslag på henholdsvis 0,81 og 0,73 %-poeng. De estimerte sammenhengene viser at endringer i pengemarkedsrenta slår raskt ut i rammelånsrenta; 75 % av endringen i rammelånsrenta er fullført ett kvartal etter en økning i pengemarkedsrenta og i det tredje kvartalet har 95 % av endringen skjedd. Ca. to år etter økningen i pengemarkedsrenta har hele effekten slått ut i rammelånsrenta. En ulempe med modellene til Hungnes er at økte kjernekapitalkrav ikke er tatt med i estimeringen. Konsekvensen av økte krav til kjernekapital kan være at bankene i fremtiden øker sine påslag, noe som igjen kan føre til at rammelånsrenta vil ligge på et høyere nivå enn det relasjonen til Hungnes tilsier.

Bernhardsen (2012) ser på om det langsiktige gjennomslaget fra styringsrenta til pengemarkedsrenta har endret seg som følge av den finansielle uroen i perioden 2007-2012.

¹⁶Se kapittel 4.8.1 for en forklaring av variablene i modellen

Han tallfester gjennomslaget fra styringsrenta til pengemarkedsrenta via OLS for ulike perioder før og etter finanskrisa, for Norge, Sverige, Euro-området, Canada, Australia og Storbritannia. Pengemarkedsrenta er gitt ved tre måneders Nibor og styringsrenta er gitt ved forventet styringsrente. Pengemarkedsrenta påvirkes av forventet styringsrente og ulike forklaringsvariabler som kan påvirke påslaget over styringsrenta.¹⁷ To mål på risiko tatt med i modellen: Tre-måneders rentepåslag i USD (tre-måneders USD-rente (Kliem) minus forventet styringsrente målt ved OIS) og Vix-indeksen (mål på forventet volatilitet i aksjemarkedet målt ved S&P 500-indeksen). Bernhardsen (2012) finner et tilnærmet fullt gjennomslag på lang sikt fra endringer i styringsrenta til pengemarkedsrenta i alle land. Han finner også at risikopåslaget i pengemarkedsrenta ikke påvirkes av endringer i styringsrenta, men av rentepåslaget i USD-markedet i Europa. For Norge finner han at en økning i styringsrenta på 1 %-poeng fører til en økning i pengemarkedsrenta på rundt 0,9 %-poeng frem til 2010. I årene 2010-2012 estimerer Bernhardsen (2012) at gjennomslag fra styringsrenta til pengemarkedsrenta i Norge er på 0,94 %-poeng, noe som tilsvarer et tilnærmet fullt gjennomslag på lang sikt.

Cottarelli og Kourelis (1994) bruker en ECM for å estimere gjennomslaget fra pengemarkedsrenta til bankenes utlånsrenter for 31 land, hvor åtte av landene er europeiske. For å studere hvordan bankenes utlånsrenter tilpasser seg pengemarkedsrenta og hvordan denne tilpasningen er avhengig av de ulike landenes finansielle struktur, måler Cottarelli og Kourelis (1994) hvordan bankene endrer utlånsrenta i de aktuelle landene. De finner at ulikheter ved den finansielle strukturen påvirker størrelsen på gjennomslaget. Videre finner de at gjennomslaget fra pengemarkedet til bankenes utlånsrenter er ulike på tvers av land, spesielt på kort sikt. For noen land er gjennomslaget på kort sikt tilnærmet lik én. For andre land er gjennomslaget tilnærmet lik null. På lang sikt finner de at gjennomslaget er tilnærmet én for de fleste land. Forskjellen i den finansielle strukturen er målt ved blant annet konkurransen i bankmarkedet, utviklingen av de finansielle markedene og eierskapstrukturen i banksystemet.

¹⁷Forventet styringsrente måles ved OIS (Over night Indexed Swap), som uttrykker forventet overnattrente, som er relatert til forventet styringsrente. Norge har ikke OIS, men Norges Bank beregner en rente som tilsvarer OIS med utgangspunkt i andre renter i markedet, pluss at de bruker skjønn. Tremåneders OIS brukes her som et mål på forventet gjennomsnittlig styringsrente de neste tre månedene

De Bondt (2002) bruker to empiriske metoder for å analysere gjennomslaget til både innskudds- og utlånsrenter i euro-området. De bruker først en ECM for å estimere kort- og langtidseffekter for hovedutvalget. Deretter bruker de en VAR på nivåform, utfører en cholesky-dekomponering og impulserespons-analyse på det samme utvalget. Til slutt bruker de både en ECM og en VAR på et underutvalg. De får så og si like resultater for de to ulike utvalgsperiodene - uavhengig av hvilken av metodene som brukes. To hovedfunn kommer ut av analysen: 1) De finner ikke fullt gjennomslag fra markedsrenta til bankrentene på kort sikt. På lang sikt er gjennomslaget høyere. For utlånsrenter er gjennomslaget tilnærmet 100 %. Robusthetssjekken via VAR og et underutvalg støtter opp om disse funnene. 2) De empiriske resultatene antyder et raskere gjennomslag etter at euroen ble introdusert. Gjennomsnittet av justeringshastigheten for alle bankrentene etter endringer i markedsrenta har blitt raskere siden januar 1999. De finner også et raskere kortsiktig gjennomslag etter starten av det tredje steget i dannelsen av en økonomisk og pengepolitisk union i euroområdet (EMU), for både innskudds- og utlånsrenter.¹⁸ Dette kan være en indikator på økt konkurranse og/eller reduserte bankbyttekostnader og asymmetriske informasjonskostnader i ulike segmenter i bankmarkedet i euro-området etter januar 1999.

Harbo og Welz (2011) ser på hvordan endringer i styringsrenta i Sverige har blitt overført til pengemarkedsrenta og deretter til renta for nye boliglån. De analyserer blant annet kvartalsvis data for perioden før og under finanskrisa gitt ved perioden 1996(2)-2007(2) og 2007(3)-2009(4). Modellen for den kvartalsvise boliglånsrenta er estimert ved bruk av en ECM, hvor pengemarkedsrenta er gitt ved tre måneders Stibor.¹⁹ De finner at gjennomslaget fra styringsrenta til korte pengemarkedsrenter ser ut til å ha blitt mindre under finanskrisa på grunn av høyere og mer ustabile risikopremier. Før finanskrisa hadde Sverige et fullt gjennomslag fra pengemarkedsrenta til boliglånsrenta på lang sikt og en treg og ufullstendig tilpasning på kort sikt. Finanskrisa påvirket ikke gjennomslaget fra korte pengemarkedsrenter til boliglånsrenter, men gjennomslaget fra lange pengemarkedsrenter til lengre boliglånsrenter ser ut til å ha blitt svekket. Muligens på grunn av restriksjone-

¹⁸Les mer om det tredje steget i dannelsen av EMU på nettsiden til den europeiske sentralbanken, ESB European Central Bank (u.d.)

¹⁹Pengenmarkedsrenta i Sverige

ne på de finansielle institusjonenes tilgang til langsiktig finansiering. Under finanskrisa finner de et gjennomslag fra pengemarkedsrenta til boliglånsrenta på 0,64 %-poeng på kort sikt og et fullt gjennomslag på lang sikt. Justeringshastigheten på kort sikt, fra det langsiktige påslaget er lik 0,49 %.

Hennecke (2017) bruker en ECM for å estimere gjennomslaget fra styringsrenta til boliglånsrenter i Tyskland, fra 2011-2016. Tyskland kom seg raskt etter uroen som følge av finanskrisa og gjeldskrisa i euro-området, sammenlignet med resten av området. Styringsrenta i den etterfølgende perioden er for lav for økonomien i Tyskland isolert sett og kan føre til ustabiliteten i landets finansielle system. Hvor stor risikoen er, avhenger av hvor raskt bankene overfører de lave rentene til kundene sine. Resultatene indikerer at gjennomslaget på kort sikt økte da styringsrenta falt. På kort sikt var gjennomslaget verken komplett før eller etter 2011. Videre finner han ingen strukturelle endringer mellom ESBs (den europeiske sentralbankens) styringsrente og rentene i tyske banker. Hennecke (2017) argumenterer for at den stabile sammenhengen mellom styringsrenta og bankrentene på lang sikt er positivt for pengepolitikken, mens det sterkere gjennomslaget på kort sikt er en grunn til bekymring fordi dette kan føre til et mindre stabilt finansielt system i Tyskland.

4 Metode

Jeg forventer å finne at de avhengige variablene i hver av analysene mine har et langsiktig likevektsforhold. Med utgangspunkt i en to-variabel VAR, tester jeg modellen for enhetsrøtter ved bruk av Dickey-Fuller-testen og Phillips-Perron-testen. For å velge antall lag i VAR-systemet, bruker jeg informasjonskriteriet, AIC, og tester for kointegrasjon med utgangspunkt i kointegrasjonstesten til Johansen. For å teste robustheten til de estimerte relasjonene, estimerer jeg et underutvalg, tester for Granger-kausaltet og utfører til slutt en impulsrespons-analyse.

For å forklare metodene jeg bruker, følger jeg (Enders, 2015a). Der hvor andre kilder er brukt er dette spesifisert. Jeg starter metodekapittelet med å forklare hvordan et VAR-system identifiseres. I kapittel 4.2 utleder jeg stabilitetsbetingelsen i en VAR og i kapittel 4.3 går jeg gjennom hvilke forutsetninger som må være oppfylt for at modellen ikke skal uttrykke en spuriøs sammenheng. I kapittel 5.4 forklarer jeg hvordan en kan teste for enhetsrøtter i modellen. Videre forklarer jeg informasjonskriteriene, AIC og BIC, i kapittel 4.5 og spesifikasjonstestene jeg har benyttet meg av i kapittel 4.6. I kapittel 4.8 forklarer jeg begrepet kointegrasjon, feiljusteringsmodellen og Johansens test for kointegrasjon. Til slutt forklarer jeg Granger-kausaltetstesten og impulsrespons-funksjoner i kapittel 4.9 og 4.10.

4.1 VAR

En VAR med to endogene variabler kan påvirkes av både nåværende og tidligere realiseringer av begge variablene. Hvis koeffisientene til laggede verdier av forklaringsvariabelen i en eller begge ligningene er signifikante, betyr det at forklaringsvariabelens tidligere realiseringer forklarer dagens nivå av venstresidevariabelen. Forklaringsvariabelen Granger-forklarer da venstresidevariabelen.²⁰ Motsatt, hvis laggede verdier av forklaringsvariabelen ikke påvirker venstresidevariabelen, Granger-forklarer ikke forklaringsvariabelen den avhengige variabelen. Hvis både y_t og z_t Granger-forklarer hverandre, har

²⁰Granger-kausaltet-test forklares i avsnitt 4.9

de en kontemporer effekt på den motsatte variabelen. Da er det ikke mulig å estimere modellen med OLS. En ville da stått overfor et simultanitetsproblem fordi forklaringsvariablene og restleddene i de respektive ligningene ville vært korrelerte.

En primitiv VAR kan omskrives til standardform ved bruk av matrisenotasjon. Det primitive systemet og standardformen av systemet er forklart i appendiks A og B.

Standardformen gitt ved ligning (69) kan skrives om til et to-variabelsystem gitt ved ligning (7) og ligning (8):

$$y_t = a_{10} + a_{11}y_{t-1} + a_{12}z_{t-1} + e_{1t} \quad (7)$$

$$z_t = a_{20} + a_{21}y_{t-1} + a_{22}z_{t-1} + e_{2t} \quad (8)$$

Legg merke til at begge feilleddene, e_{1t} og e_{2t} , inneholder både ε_{yt} og ε_{zt} (en ser av ligning (70) at $e_t = B^{-1}\varepsilon_t$). Feilleddene kan dermed skrives som:

$$e_{1t} = (\varepsilon_{yt} - b_{12}\varepsilon_{zt})/(1 - b_{12}b_{21}) \quad (9)$$

$$e_{2t} = (\varepsilon_{zt} - b_{21}\varepsilon_{yt})/(1 - b_{12}b_{21}) \quad (10)$$

Fordi ε_{yt} og ε_{yz} er hvit støy-prosesser, har også e_{1t} og e_{2t} et gjennomsnitt lik én, en konstant varians og individuelt sett er verken e_{1t} eller e_{2t} autokorrelerte. e_{1t} og e_{2t} derimot, er korrelerte. I tilfeller hvor $b_{12} = b_{21} = 0$ har y_t og z_t ingen kontemporær effekt på hverandre. Sjøkkene, e_{1t} og e_{2t} , vil da være ukorrelerte.

Varians- og kovariansmatrisen til e_{1t} og e_{2t} , Σ , er gitt ved matrise (11), hvor $var(e_{1t})$ er variansen til restleddet til y , $var(e_{2t})$ er variansen til restleddet til z og kovariansen mellom restleddene til y og z er symmetrisk og gitt ved $cov(e_{1t}, e_{2t})$. Fordi alle elementene i matrisen er uavhengig av tid, kan varians- og kovariansmatrisen skrives mer kompakt gitt ved matrisen helt til høyre i ligning (11), hvor $var(e_{it}) = \sigma_i^2$ og $cov(e_{1t}, e_{2t}) = \sigma_{12} = \sigma_{21}$:

$$\Sigma = \begin{bmatrix} var(e_{1t}) & cov(e_{1t}, e_{2t}) \\ cov(e_{1t}, e_{2t}) & var(e_{2t}) \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \sigma_1^2 & \sigma_{12} \\ \sigma_{21} & \sigma_2^2 \end{bmatrix} \quad (11)$$

Det at både variansene og kovariansene i en VAR er tidsuavhengig, er viktige forutsetninger for å kunne bruke standard statistiske metoder som OLS (Ordinary least square) og standard inferensmetoder som t-statistikker og F-statistikker for å analysere tidsseriene.

En VAR må også være stabil for at en skal kunne trekke gyldige slutninger fra modellen. Dette er noe jeg vil forklare nærmere seinere i metodekapittelet.

Problemet med en VAR skrevet på standardform er at denne inneholder færre enn den primitive systemet. Modellen på standardform består av 9 parametre (inkludert standardavvikene til y_t og z_t), mens det primitive systemet består av 10 parametere (inkludert standardavvikene til Y_t og Z_t). Ved å legge en restriksjon på det primitive systemet vil ikke systemet være underidentifisert og det er da mulig å identifisere det primitive systemet ut i fra estimatene til en VAR på standardform. En VAR skrevet på standardform lider ikke av korrelasjon mellom forklaringsvariabler og restledd og kan estimeres ved bruk av OLS.

Sims (1980) bruker et rekursivt system for å identifisere modellen. Anta at koeffisienten, b_{21} , i det primitive systemet i ligning (66) er lik null. Vi får da en modell som ikke er symmetrisk; Z_t har en kontemporær effekt på Y_t , mens Y_t kun påvirker Z_t med et lag:

$$Y_t = b_{10} - b_{12}Z_t + \gamma_{11}Y_{t-1} + \gamma_{12}Z_{t-1} + \epsilon_{Yt} \quad (12)$$

$$Z_t = b_{20} + \gamma_{21}Y_{t-1} + \gamma_{22}Z_{t-1} + \epsilon_{Zt} \quad (13)$$

Restriksjonen gir oss følgende ligninger for restleddene, e_{1t} og e_{2t} , gitt ved:

$$e_{1t} = \epsilon_{Yt} - b_{12}\epsilon_{Zt} \quad (14)$$

$$e_{2t} = \epsilon_{Zt} \quad (15)$$

Videre er variansen til restleddene gitt ved ligning (16) og ligning (17), og kovariansen mellom de to nevnte restleddene er gitt ved ligning (18):

$$var(e_1) = \sigma_Y^2 + b_{12}^2\sigma_Z^2 \quad (16)$$

$$var(e_2) = \sigma_Z^2 \quad (17)$$

$$cov(e_1, e_2) = -b_{12}\sigma_Z^2 \quad (18)$$

Ligning (16), (17) og (18) gir tre ligninger i tre ukjente. De tre venstresidevariablene, $var(e_1)$, $var(e_2)$ og $cov(e_1, e_2)$ inngår i den estimerte varians-/kovariansmatrisen, Σ .

b_{12} , σ_Y^2 og σ_Z^2 kan nå identifiseres rekursivt ved å omformulere ligningene:

$$\sigma_Z^2 = \text{var}(e_2) \quad (19)$$

$$b_{12} = -\text{cov}(e_1, e_2)/\sigma_Z^2 \quad (20)$$

$$\sigma_Y^2 = \text{var}(e_1) - b_{12}^2 \sigma_Z^2 \quad (21)$$

b_{12} er koeffisienten til den kontemporære verdien til Z_t i ligning (12), σ_Z^2 er variansen til restleddet til Y_t og σ_Z^2 er variansen til restleddet til Z_t i henholdsvis ligning (12) og ligning (13).

Systemet som estimeres ved bruk av OSL er:²¹

$$y_t = a_{10} + a_{11}y_{t-1} + a_{12}z_{t-1} + e_{yt} \quad (22)$$

$$z_t = a_{20} + a_{21}y_{t-1} + a_{22}z_{t-1} + e_{zt} \quad (23)$$

Restleddene i den primitive modellen kan estimeres via ligningen $e_{1t} = \varepsilon_{Yt} - b_{12}\varepsilon_{Zt}$ og $e_{2t} = \varepsilon_{Zt}$. Restriksjonen, b_{21} , viser at både ε_{Yt} og ε_{Zt} påvirker den kontemporære verdien til y_t , mens det kun er ε_{Zt} som påvirker en kontemporære verdien til z_t og kalles en Cholesky-dekomponering. Cholesky-dekomponeringen gir oss en måte å identifisere den strukturelle modellen på ved å legge på så få restriksjoner som mulig. Vi har nå ni estimater av parameterene fra modellen skrevet på standardform i seks ligninger, i tillegg til ligningene for varians-/kovariansen i ligning (16), (17) og (18). Disse kan brukes for å løse for de tilsvarende ni parameterene i det primitive systemet.

4.2 Stabilitetsbetingelse

I en førsteordens VAR, $x_t = A_0 + A_1x_{t-1} + e_t$, må matrisen, A_1 , ha en absoluttverdi mindre enn én for å oppfylle stabilitetsbetingelsen.

En VAR og stabilitetsbetingelsen kan vises ved bruk av lagoperatører og den inverse karakteristiske ligningen.²² VAR-systemet kan uttrykkes ved ligning (24) og ligning (25).

²¹Hvor $a_{10} = b_{10} - b_{12}b_{20}$, $a_{11} = \gamma_{11} - b_{12}\gamma_{21}$, $a_{12} = \gamma_{12} - b_{12}\gamma_{22}$, $a_{20} = b_{20}$, $a_{21} = \gamma_{21}$, $a_{22} = \gamma_{22}$

²² Enhetsrøtter og den karakteristiske ligningen forklares i Enders (2015b) appendix 6.1 s. 89

Løser deretter for z_t , setter inn for Lz_t i $(1 - a_{11}L)y_t$ og får ligning (27):

$$(1 - a_{11}L)y_t = a_{10} + a_{12}Lz_t + e_{1t} \quad (24)$$

$$(1 - a_{22}L)z_t = a_{20} + a_{21}Ly_t + e_{2t} \quad (25)$$

$$Lz_t = L(a_{20} + a_{21}Ly_t + e_{2t})/(1 - a_{22}L) \quad (26)$$

$$(1 - a_{11}L)y_t = a_{10} + a_{12}L((a_{20} + a_{21}Ly_t + e_{2t})/(1 - a_{22}L)) + e_{1t} \quad (27)$$

Ligningen over er en andre-ordens stokastisk differensligning gitt ved y_t -sekvensen. Ved å løse for y_t får vi ligning (28). Tilsvarende er løsningen for z_t -sekvensen gitt ved ligning (29):

$$y_t = \frac{a_{10}(1 - a_{22}) + a_{12}a_{20} + (1 - a_{22}L)e_{1t} + a_{12}e_{2t-1}}{(1 - a_{11}L)(1 - a_{22}L) - a_{12}a_{21}L^2} \quad (28)$$

$$z_t = \frac{a_{20}(1 - a_{11}) + a_{21}a_{10} + (1 - a_{11}L)e_{2t} + a_{21}e_{1t-1}}{(1 - a_{11}L)(1 - a_{22}L) - a_{12}a_{21}L^2} \quad (29)$$

De eksplisitte løsningene for y_t og z_t har begge den samme inverse karakteristiske ligningen. Forutsatt at a_{12} og a_{21} ikke er lik null samtidig, vil løsningene til de to ligningene ha de samme røttene og de kan da representeres innenfor et VAR-system.

For å finne enhetsrøttene antar jeg at for eksempel a_{12} er lik null, slik at det siste leddet under brøkstrekken i begge ligningene over, elimineres bort. Det er verdiene på L , det vil si verdien på røttene, som avgjør om variabelen er stasjonær eller ikke. Den inverse karakteristiske ligningen er da gitt ved $(1 - a_{11}L)(1 - a_{22}L)$.²³ For at ligningene skal være konvergente, må de karakteristiske røttene ligge utenfor enhetssirkelen,²⁴ og dermed ha en absoluttverdi som er større enn én. Modellen er da stabil.

²³Den karakteristiske ligningen er gitt ved en kvadratisk ligning og kan løses ved hjelp av den kvadratiske formelen Enders (2015a) (s. 23). I praksis er det vanskelig å finne de eksakte verdiene til de karakteristiske røttene i ligninger av høyere orden. I de fleste tilfeller holder det å vite hvilke egenskaper løsningene til differensligningene har, det vil si om alle de karakteristiske røttene ligger utenfor enhetssirkelen (i tilfellet hvor vi tar utgangspunkt i den inverse karakteristiske ligningen. Ved å ta utgangspunkt i den karakteristiske ligningen, er kravet for stabilitet at røttene må ligge på innsiden av enhetssirkelen)

²⁴Enhetssirkelen er forklart på s. 27 i Enders (2015a)

4.3 Tidsserieegenskaper

En regresjonsmodell må gi mening både fra et statistisk og et økonomisk perspektiv (Enders, 2015a). En modell som statistisk sett ser ut til å være en god modell, men hvor den økonomiske tolkningen ikke gir mening, gir en spuriøs sammenheng mellom variablene. En spuriøs sammenheng vil gi en høy R^2 og statistisk signifikante t-verdier og F-verdier, selv om variablene i modellen ikke er stasjonære. Variablene kan ha en høy korrelasjon, hvor årsaken til at de beveger seg på samme måte er en felles tidstrend. En spuriøs sammenheng viser at variablene kun er avhengige av hverandre på grunn av bakenforliggende faktorer som ikke er observerbare (Woolridge, 2016). Det betyr at restleddet i regresjonsmodellen inneholder variabler som egentlig skulle inngått som en forklaringsvariabel i modellen og som dermed ville vært korrelert med de andre forklaringsvariablene.

For at den klassiske regresjonsmodellen ikke skal uttrykke en spuriøs sammenheng, må følgende forutsetninger være oppfylt: Sekvensene i både venstre- og høyresidevariablene må være stasjonære, restleddene må ha en forventning lik null og variansen må være endelig (Enders, 2015a). Hvis de nevnte forutsetningene ikke er oppfylt, vil dette gi inkonsistente OLS-estimer og vanlige inferensmetoder som t-og F-tester vil ikke være gyldige.

4.3.1 Stasjonaritet

En stokastisk prosess med et konstant gjennomsnitt og konstant varians for alle perioder t og $t - s$, kalles kovariansstasjonær eller svakt stasjonær prosess.²⁵

Forutsetningen om svak stasjonaritet krever at koeffisienten til y_{t-1} i ligning (30), er mindre enn én i absoluttverdi. Hvis koeffisienten er lik én, har variabelen en høy grad av persistens og er dermed en sterkt avhengig variabel. Med andre ord ser vi da på en enhetsrotprosess, det vil si en prosess som ikke er stasjonær.²⁶

²⁵En stokastisk prosess er en sekvens av tilfeldige tidsserievariabler (Woolridge, 2016) s. 768

²⁶merk at det omvendte ikke nødvendigvis gjelder. En ikke-stasjonær prosess trenger ikke inneholde enhetsrøtter (Verbeek, 2004)

Ligning (30) er en enhetsrotprosess fordi koeffisienten til y_{t-1} er lik én. En variabel som ikke er stasjonær karakteriseres som en «random walk» fordi det ikke er mulig å hente ut systematisk informasjon om hvordan variabelen endrer seg over tid.

$$y_t = y_{t-1} + \varepsilon_{1t} \quad (30)$$

4.3.2 Deskriptiv statistikk

Gjennomsnittet (μ), variansen (σ_y^2) og kovariansen (γ_s) kan uttrykkes ved henholdsvis ligning (31), (32) og (33):

$$E(y_t) = E(y_{t-s}) = \mu \quad (31)$$

$$E[(y_t - \mu)^2] = E[(y_{t-s} - \mu)^2] = \text{var}(y_t) = \sigma_y^2 \quad (32)$$

$$E[(y_t - \mu)(y_{t-s} - \mu)] = E[(y_{t-j} - \mu)(y_{t-j-s} - \mu)] = \gamma_s \quad (33)$$

Legg merke til at alle momentene nevnt i ligningene over er tidsuavhengige, noe som betyr at de er konstante.²⁷

Et gjennomsnitt som er uavhengig av tiden, betyr at variabelen beveger seg rundt et konstant gjennomsnitt på lang sikt. Det vil si at hvis variabelen i en periode beveger seg bort fra gjennomsnittet, må den i de neste periodene bevege seg tilbake mot gjennomsnittet, over tid.

En konstant varians betyr at restleddene i gjennomsnitt er like over tid. Fordi variansen er lik for alle tidspunkt t , betegnes variansen som homoskedastisk. Motsatt vil en varians som varierer ut i fra hvilket tidspunkt, t , vi ser på, betegnes som en heteroskedastisk varians.

Det siste momentet ser på autokovarians.²⁸ Autokovariansen mellom en variabel og dens lagga verdi kan defineres som:

$$\rho_s = \gamma_s / \gamma_0 \quad (34)$$

Hvor γ_s er autokovariansen i periode s og γ_0 er autokovariansen i den initielle perioden

²⁷Til sammenligning trenger ikke en sterkt stasjonær prosess ha endelige momenter. Jeg ser bort i fra sterkt stasjonære prosesser i denne oppgaven og bruker derfor begrepet «stasjonær» om kovariansstasjonære prosesser

²⁸Autokovarians er her et uttrykk for kovariansen mellom dagens verdi på en variabel og lagga verdier av den samme variabelen

(her periode 1). Også autokorrelasjonskoeffisienten er tidsuavhengig. For at tidsserien skal være stasjonær må autokorrelasjonen reduseres jo større s blir, det vil si når laglengden øker. Det betyr at autokorrelasjonen mellom y_t og y_{t-1} må være den samme som autokorrelasjonen mellom y_s og y_{t-s-1} . Tilsvarende må autokorrelasjonen mellom y_1 og y_{t-3} være mindre enn autokorrelasjonen mellom y_1 og y_{t-2} . Ved å ta utgangspunkt i kovariansen gitt ved ligning (33) og sette $s = 0$, er autokovariansen lik variansen.

4.4 Enhetsrøtter og tester

Ikke-stasjonaritet kan linkes opp mot enhetsrøtter i variabelen. En variabel som inneholder en enhetsrot vil ikke være stasjonær. Videre er en enhetsrot det samme som en stokastisk trend. Ved å differensiere en variabel som inneholder en enhetsrot, vil trenden differensieres bort.

For å teste en variabel for enhetsrøtter, benytter jeg meg av Dickey-Fuller (DF)-testen og Phillips-Perron (PP)-testen. Disse forklares under.

4.4.1 Dickey-Fuller-test

For å forklare DF-testen er det vanlig å ta utgangspunkt i en autoregressiv prosess av orden 1 (AR(1)-prosess), hvor restleddet, ε_t , er hvit støy.²⁹ Deretter trekkes y_{t-1} fra på hver side av ligning (35) og omskrives til ligning (37):

$$y_t = a_1 y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (35)$$

$$y_t - y_{t-1} = a_1 y_{t-1} - y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (36)$$

$$\Delta y_t = \gamma y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (37)$$

Interessekoeffisienten i DF-testen er γ , hvor $\gamma = (a_1 - 1)$. Nullhypotesen i testen er at γ er lik null og alternativhypotesen er at interessekoeffisienten er mindre enn null. Hvis nullhypotesen ikke kan forkastes, betyr det at variabelen, y_t , inneholder en enhetsrot. Variabelen er da ikke stasjonær og γ lik null. Hvis nullhypotesen forkastes, kan en konkluderer med at γ ikke er lik null. Variabelen er da stasjonær.

²⁹Ifølge Ruppert (2004) er restleddene hvit støy i en stasjonær prosess

Det er mulig å bruke tre ulike ligninger for å utføre DF-testen gitt ved ligningene under, hvor ligning (38) er en random walk-modell, ligning (39) inneholder et konstantledd (drift) og ligning (40) er karakterisert ved både en drift- og en lineær tidstrend:

$$\Delta Y_t = \gamma Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (38)$$

$$\Delta Y_t = \delta + \gamma Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (39)$$

$$\Delta Y_t = \delta + \gamma Y_{t-1} + \eta t + \varepsilon_t \quad (40)$$

Dicket-Fuller (DF)-statistikken er konstruert på samme måte som en vanlig t-statistikk. Til forskjell fra den vanlige t-fordelingen, er DF-fordelingen høyreskjev. De kritiske DF-verdiene er dermed mindre enn standard t-fordeling (Verbeek, 2004). Det betyr at vi som normalt forkaster nullhypotesen hvis DF-statistikken er mindre enn den kritiske DF-verdien. Merk også at t-statistikken som brukes i DF-testen avhenger av hvilken av de tre ligningene over som benyttes. Metoden bak testen er den samme for alle variantene av modellen.

4.4.2 Utvidet Dickey-Fuller (ADF)-test

Ved estimering av en autoregressiv-prosess av høyere orden brukes en utvidet Dickey-Fuller (ADF)-test. Ved å inkludere lag kan ligning (38)-(40) skrives som:

$$\Delta Y_t = \gamma Y_{t-1} + \sum_{i=2}^p \beta_i \Delta Y_{t-i+1} + \varepsilon_t \quad (41)$$

$$\Delta Y_t = \delta + \gamma Y_{t-1} + \sum_{i=2}^p \beta_i \Delta Y_{t-i+1} + \varepsilon_t \quad (42)$$

$$\Delta Y_t = \delta + \gamma Y_{t-1} + \eta t + \sum_{i=2}^p \beta_i \Delta Y_{t-i+1} + \varepsilon_t \quad (43)$$

Vi kan her bruke de samme test-statistikkene og fremgangsmåten som i den vanlige DF-testen for å teste nullhypotesen om enhetsrøtter i en variabel. ADF-testen inkluderer i tillegg en F-statistikk, Θ_i , hvor $i=1,2,3$. F-statistikkene kan henholdsvis brukes til å teste hypotesene: $\gamma = \delta = 0$, $\gamma = \delta = \eta = 0$ og $\gamma = \eta = 0$.

Nullhypotesen under ADF-testen er at den restriktive modellen, som er utgangspunktet for tidsserien, er den riktige. Alternativhypotesen er at det er modellen uten restriksjoner

som er den riktige. Hvis ADF F-statistikken er høyere enn den tilhørende kritiske verdien, kan nullhypotesen forkastes. Det impliserer at det er modellen uten restriksjoner som gjelder. Hvis ADF F-statistikken er mindre enn den tilhørende kritiske verdien, kan ikke nullhypotesen forkastes og vi går da videre med den restriktive modellen.

4.4.3 Svakheter ved Dickey-Fuller-testen og alternative tester

I tidsserier hvor en forventer å finne strukturelle brudd, må en være varsom ved bruk av enhetsrottester. Ved strukturelle brudd, vil det være større sannsynlighet for at nullhypotesen om enhetsrot ikke forkastes, selv om serien egentlig er stasjonær. Dette kommer av at DF-testen har lav styrke. Styrken til en test er lik sannsynligheten for å forkaste en falsk nullhypotese. En test med høy styrke vil på riktig grunnlag forkaste en nullhypotese om enhetsrot, når serien som studeres er stasjonær. Motsatt vil en test med lav styrke beholde nullhypotesen ved en feil, selv om serien som studeres er stasjonær og dermed feilaktig konkludere med at serien inneholder en enhetsrot. En DF-test vil for ofte indikere at serien inneholder en enhetsrot. Årsaken er at en trendstasjonær prosess kan forveksles med en enhetsrotprosess.

En alternativ enhetsrottest som har høyere styrke enn DF-testen, er PP-testen. Nullhypotesen i PP-testen er at variabelen som testes inneholder en enhetsrot (StataCorp, 2017). Alternativhypotesen er at variabelen er stasjonær. Standardavvikene som brukes i Phillips-Perron testen er Newey-West standardavvik som tar hensyn til seriekorrelasjon. Til sammenligning bruker den utvidede Dickey-Fuller-testen lagga verdier av førstedifferansen til variabelen som testes for enhetsrøtter.³⁰

³⁰Merk at en bør være varsom når tidsserier som inneholder brudd skal tolkes for stasjonaritet. Verken DF-testen eller PP-testen korrigerer for strukturelle brudd og disse kan som nevnt feilaktig konkludere med at en serie som er stasjonær inneholder en enhetsrot. Det finnes mer avanserte tester som hensyntar om eventuelle brudd er endogene eller eksogene og om serien inneholder en, to eller flere brudd. Fordi dette kun er en masteroppgave har jeg valgt å likevel ta utgangspunkt i DF-testen og PP-testen

4.5 Informasjonskriterier

Antall lag kan bestemmes ut i fra informasjonskriterier, som for eksempel Akaike Information Criterion (AIC) eller Schwartz Bayesian Criterion (BIC). BIC vil velge en modell med færre forklaringsvariabler, sammenlignet med AIC. Uansett valg av metode, er det viktig å påse at residualene ikke er autokorrelerte.

I modeller som består av mer enn én variabel brukes en generalisert form av informasjonskriteriene:

$$AIC = T \ln \left| \sum \right| + 2$$

$$BIC = T \ln \left| \sum \right| + N \ln(t)$$

Hvor $\left| \sum \right|$ er determinanten til varians-/kovariansmatrisen til residualene, N er det totale antallet parameterene estimert i alle ligningene og T er antall brukbare observasjoner.

Ved å legge til flere forklaringsvariable, vil $\ln \left| \sum \right|$ reduseres, samtidig som antall parameterer øker. Modellen som har lavest AIC eller BIC er den spesifikasjonen som ut i fra informasjonskriteriene er den beste. Modellene som sammenlignes må ha samme antall observasjoner.

I denne oppgaven tar jeg utgangspunkt i AIC for å velge optimalt antall lag i VAR-systemet, for deretter å bruke BIC når jeg estimerer en modell for systemet.

4.6 Spesifikasjonstester

Spesifikasjonstester tester om restleddene inneholder systematisk informasjon som ikke er fanget opp av forklaringsvariablene i modellen (Hungnes, 2012). Jeg bruker de diagnostiske standardtestene i PcGive (Doornik, 2013). De individuelle testene ser på residualene fra de individuelle ligningene etter tur og tester dem som om de tilhører kun én ligning og ikke er en del av et system. Vektortestene tester residualene fra systemet som helhet.³¹

³¹I beskrivelsen av testene er s valgt lag-lengde, k er antall lag i en AR-modell, r er antall restriksjoner gitt ved nullhypotesen, n er antall ligninger som estimeres, T er antall observasjoner i systemet uten restriksjoner.

Portmanteau-statistikken tester om en spesifisert gruppe av autokorrelerte restledd i en modell er ulik null (Enders, 2015a). Statistikken baserer seg på Q-statistikken til Box og Pierce (1970), korrigert for frihetsgrader, og brukes som en «goodness-of-fit»-test i stasjonære modeller (Doornik, 2013). Vektor portmanteau-statistikken er en multivariabel-utgave av portmanteau-statistikken for den enkelte ligning og er asymptotisk gyldig kun i en VAR.

AR-testen tester om residualene er autokorrelerte (Doornik, 2013). Residualene er her regressert mot variablene i den individuelle ligningen og variablenes lag. Nullhypotesen er at de individuelle ligningene ikke inneholder autokorrelerte restledd og alternativhypotesen er at ligningene inneholder autokorrelerte restledd. Vektor-utgaven av testen tester for autokorrelasjon i det utvidede systemet med vektor autoregressive restledd, hvor hypotesene er de samme som for den individuelle testen.

ARCH-testen tester om de kvadrerte residualene er autokorrelerte under forutsetning av at restleddene er heteroskedastiske.³² Hvis de kvadrerte residualene er autokorrelerte, inneholder modellen ARCH-effekter.³³ Nullhypotesen er at modellen har konstant varians og alternativhypotesen er at modellen inneholder restledd hvor variansen ikke er konstant.

Normalitetstest: Tester om skjevheten³⁴ og kurtosen³⁵ til residualene er tilnærmet lik normalfordelingen. En normalfordelt variabel vil ha en skjevhet lik null og en kurtose lik 3. Nullhypotesen i testen er at residualene i modellen er normalfordelte. Alternativhypotesen er at residualene i modellen ikke er normalfordelte. Vektor normalitetstesten er den multivariate utgaven av normalitetstesten for den enkelte ligning.

sjoner og m er laglengden til de n avhengige variablene. Som normalt forkastes nullhypotesen i testene hvis test-statistikken er høyere enn den kritiske verdien. Hvis test-statistikken er lavere enn den kritiske verdien, kan ikke nullhypotesen forkastes

³²ARCH står for «Autoregressive Conditional Heteroscedasticity»

³³Ved å anta at vi har en modell hvor OLS-estimatorene er BLUE, vil variansen til restleddet i modellen være konstant med tanke på andre forklaringsvariabler i modellen, i tillegg til forklaringsvariablenes lag (les mer i Woolridge (2016) s. 393). Modellen kan likevel inneholde heteroskedastisitet ved at variansen i seg selv er autokorrert (samtidig som variansen betinget på forklaringsvariablen i modellen fortsatt er konstant)

³⁴Skjevheten er et mål på om en fordeling er symmetrisk eller ikke.

³⁵Kurtosen er et mål på hvor tykke haler fordelingen har, sammenlignet med verdien til standard normalfordelingen

Heteroskedastisitetstester: Disse testene utføres via en F-test, er basert på White (1980) og tester om residualene er heteroskedastiske. Den første testen innebærer en regresjon av sekvensen til den estimerte variansen, på forklaringsvariabler, de kvadrerte forklaringsvariablene, pluss en konstant. Den andre testen er tilsvarende den første, men hvor man i tillegg til de kvadrerte forklaringsvariablene også inkluderer kryssprodukter av forklaringsvariablene. Nullhypotesen er at den estimerte sekvensen til variansen er homoskedastisk. Alternativhypotesen er at den estimerte varians-sekvensen er avhengig av forklaringsvariablene og de kvadrerte forklaringsvariablene (i tillegg til kryssproduktene for versjon to av testen).

Vektor heteroskedastisitetstesten (bruk av kvadrerte variabler): Er en multivariabel tidsserieregresjon av alle variansene til restleddene og kovariansene til forklaringsvariablene, pluss forklaringsvariablene kvadrert. Merk her at alle urestrikkerte variabler er ekskludert. Nullhypotesen er også her at modellen ikke inneholder heteroskedastisitet. Vektor heteroskedastisitetstesten (bruk av kvadrerte variabler, pluss kryssprodukter): Testen er den samme som over, bare at kryssproduktene av regressorene også er lagt til som forklaringsvariabler.

RESET-testens³⁶ nullhypotese er at modellen er korrekt spesifisert, mot en alternativhypotese hvor potenser av forklaringsvariablene inngår som forklaringsvariabler. Testen er en F-test.

Likelihood Ratio (LR)-testen benyttes hvis det er mulig å estimere en modell både med og uten restriksjoner og tar utgangspunkt i forskjellen mellom log-likelihood-funksjonene for begge de nevnte modellutgavene.³⁷ ML-estimering fører til at log-likelihood-funksjonen maksimeres. En ekskludering av variabler fra den generelle modellen fører til at log-likelihood-verdien forblir uendret eller mindre. Hvis reduksjonen i log-likelihood-verdien er statistisk signifikant målt opp mot en kritisk verdi, kan en konkludere med at det er den generelle modellen som er best.

³⁶RESET står for Regression Specification Test

³⁷se s. 520 i Woolridge (2016) for en mer utdypende forklaring av LR-testen

4.7 Dummyvariabler

I begge analysene mine har jeg inkludert både impulsdummyer og nivådummyer, da datasettet inneholder ekstremobservasjoner og skifte i nivå som følge av ustabile markeder og finansielle kriser gjennom analyseperioden. Slike ekstremobservasjoner kan føre til at modellen ikke består normalitetstesten.

Ved bruk av Autometrics i PcGive velger programmet hvilke dummyer som skal inkluderes i modellen. Det er da mulig å velge hvilket signifikansnivå som skal brukes for utførelsen. En p-verdi på 0,01 fører som oftest til færre dummyer sammenlignet med en p-verdi på 0,05. Det er mulig å legge til en impulsdummy for hver av observasjonene i datasettet, såkalt «impulse indicator saturation» og/eller legge til en nivådummy for hver observasjon, kalt «step indicator saturation» (Doornik, 2013).

Ved å legge til en impulsdummy for en observasjon, vil observasjonen elimineres fra datagrunnlaget når modellen estimeres. Dette for å fjerne ekstremobservasjoner som kun er et enkelttilfelle og som dermed ikke er nødvendig for å forklare den datagenererende prosessen. Forutsetningen bak en slik dummy er at den positive (negative) effekten kun påvirker det gjeldende kvartalet og at situasjonen er tilbake til normalen påfølgende kvartal. Hvis det er mistanke på om et nivåskifte mellom ulike deler av datasettet, kan en nivådummy inkluderes. Nivådummyen er definert som én fra starten av datasettet til og med perioden nevnt i variabelnavnet. Etter den nevnte perioden er nivådummyen lik null.

4.8 Kointegrasjon

Variabler som ikke er stasjonære kan likevel ha en lineær sammenheng på lang sikt. Den lineære kombinasjonen av variablene er da stasjonær og variablene defineres som kointegrerte. Kointegrerte variabler inneholder en felles stokastisk trend og vil på lang sikt være i likevekt. Ved fravær av kointegrasjon kan variablene endres tilfeldig i forhold til hverandre, uten å bevege seg mot en langsiktig likevekt. Kointegrasjon krever at variablene er integrert av samme orden.

Hvis variablene viser seg å være kointegrerte estimeres en vektor autoregressiv feiljusteringsmodell (VECM). Fordi alle variablene i en VECM er stasjonære, kan man bruke standard inferensmetoder for å teste modellen - med unntak av variablene som inngår i feiljusteringsleddet. Hvis variablene ikke er kointegrerte estimeres en førstedifferensiert VAR. En differensiering av en kointegrert VAR fører til at viktig informasjon som er integrert i ligningssystemet via det kointegrerende forholdet, ikke blir utnyttet slik det burde.

4.8.1 Forklaring av VECM

En modell som inneholder kointegrerte variabler påvirkes av et avvik fra langtidslikevekten. Det betyr at en tilpasning tilbake til likevekt på lang sikt betyr at minst én av de kointegrerte variablene påvirkes av størrelsen på avviket. En VECM kan forklare dette fenomenet. En VECM er en utvidelse av en VAR ved at langtidsleddet er lagt til for å hensyn ta at sammenhengen mellom variablene i modellen ikke er konstante, og dermed kan ha et avvik fra langtidslikevekten.

$$\Delta r_{amme}_t = \sum_{i=1}^3 \beta_{0i} \Delta r_{amme}_{t-i} + \sum_{i=0}^3 \beta_{1i} \Delta r_{t-i} + \alpha (r_{amme}_{t-1} - r_{t-1} - \mu) + \varepsilon_t \quad (44)$$

Modellen til Hungnes (2012), gitt ved ligning (44), er et eksempel på en ECM. Delta-leddene til rammelånsrenta, $\sum_{i=1}^3 \beta_{0i} \Delta r_{amme}_{t-i}$, og delta-leddene til pengemarkedsrenta, $\sum_{i=0}^3 \beta_{1i} \Delta r_{t-i}$, viser korttidsdynamikken i modellen. Langtidsdynamikken er gitt ved $(r_{amme}_{t-1} - r_{t-1} - \mu)$. Hvis langtidsleddet er ulikt null, har systemet et avvik fra langtidslikevekten. Hvis langtidsleddet er lik null, er systemet i likevekt. I modellen til Hungnes er koeffisienten til pengemarkedsrenta minus én, slik at det på lang sikt eksisterer et negativt proporsjonalt forhold mellom rammelånsrenta og pengemarkedsrenta. μ kan tolkes som påslaget over pengemarkedsrenta og er oppgitt i prosentpoeng. Videre er α justeringsparameteret, som viser hvor stor påvirkning et avvik fra langtidslikevekten har på rammelånsrenta på kort sikt.

4.8.2 Johansens kointegrasjonstest

En fordel med kointegrasjonstesten til Johansen er at en ikke trenger å gjøre antagelser om hvilke variable i modellen som er endogene, eller hvilke som er eksogene. Dette er noe som fremkommer underveis i testen, sammenlignet med for eksempel ARDL bounds-tilnærmingen Pesaran, Shin og Richard (2001), hvor én av forutsetningene er svak eksogenitet i minst én av de avhengige variablene.

Første steg i testen til Johansen er å teste variablene for integrasjon. Deretter fremstilles tidsseriene grafisk for å visualisere hvordan de ulike variablene beveger seg.

I det andre steget tar en utgangspunkt i en VAR gitt ved ligning (49), estimerer modellen og finner rangen til matrisen, π , som beskrevet i kapittel 4.8.3. Optimal laglengde testes på samme måte som i en vanlig VAR. Fordi en må pålegge kryssligningsrestriksjoner på π , er det ikke mulig å bruke OLS for å estimere parameterene i modellen. Normalt kan en velge mellom tre måter å estimere modellen på: (i) Uten deterministiske ledd, det vil si at matrisen A_0 er lik null; (ii) med deterministiske ledd, det vil si at A_0 er ulik null; (iii) med en konstant i den kointegrerende vektoren. Disse tre modellversjonene forklares nærmere i det tredje steget i metoden.

Det er viktig å påse at residualene fra den estimerte modellen er hvit støy. Hvis ikke bør modellen estimeres med flere lag for å se om det hjelper. Beregn de karakteristiske røttene til matrisen, π , og den tilhørende trace-statistikken for å finne antall kointegrerende vektorer i systemet. Trace-testen er forklart i ligning (55) og tester hvor mange av de karakteristiske røttene som er signifikant ulik null.

I det tredje steget i Johansens metode analyseres de normaliserte kointegrerende vektorene og feiljusteringskoeffisientene, α_1 og α_2 . Normaliseringen kan gjøres med hensyn på β_1 i ligning (45).

Antar at den kointegrerende vektoren er gitt ved:

$$\beta' = (\beta_0, \beta_1, \beta_2) \quad (45)$$

(i) Ved å sette $\beta_0 = 0$ testes én restriksjon på den kointegrerende vektoren. LR-testen har

da en χ^2 -fordeling med én frihetsgrad. Hvis nullhypotesen om at $\beta_0 = 0$ kan forkastes, kan modellen estimeres uten et konstantledd i ligningssystemet og uten et konstantledd i den kointegrerende vektoren.

(ii) Ved å sette $\beta_1 = 1$ og $\beta_2 = -1$ testes to restriksjoner på den kointegrerende vektoren. LR-testen har da en χ^2 -fordeling med to frihetsgrader. Hvis nullhypotesen om at $\beta_1 = 1$ og $\beta_2 = -1$ ikke kan forkastes, kan vi konkludere med at de to kointegrerte variablene har et negativt proporsjonalt forhold på lang sikt.

(iii) Ved å sette $\beta_0 = 0$, $\beta_1 = 1$ og $\beta_2 = -1$, testes tre restriksjoner på den kointegrerende vektoren. LR- testen har da en χ^2 -fordeling med tre frihetsgrader. Tilsvarende som over, er nullhypotesen gitt ved de tre restriksjonene. Hvis denne ikke kan forkastes, gjelder restriksjonene på lang sikt.

Det fjerde og siste steget i testen er å utføre robusthetstester av den estimerte modellen ved bruk av impulsrespons-analyse og kausalitetstester. Impulsrespons-funksjoner er forklart i kapittel 4.10 og Granger-kausaltetstesten er forklart i kapittel 4.9.

4.8.3 Rang og karakteristiske røtter

Johansens kointegrasjons-test baserer seg på forholdet mellom en matrises rang og karakteristiske røtter, og kan ses på som en generalisering av DF-testen til flere variable. For å forklare dette nærmere, omskriver jeg VAR-systemet i ligning (46) fra standardform til endringsform. Jeg får da ligning (49), hvor A_1 er en $(n \times n)$ parametermatrise, I er en $(n \times n)$ identitetsmatrise, ε_t er en $(n \times 1)$ vektor og A_0 er en $(n \times 1)$ konstantleddmatrise:

$$x_t = A_0 + A_1 x_{t-1} + \varepsilon_t \quad (46)$$

$$\Delta x_t = A_0 + A_1 x_{t-1} - x_{t-1} + \varepsilon_t \quad (47)$$

$$= A_0 + (A_1 - I)x_{t-1} + \varepsilon_t \quad (48)$$

$$= \pi x_{t-1} + \varepsilon_t \quad (49)$$

For å finne de karakteristiske røttene definerer jeg ligning (50), hvor A_1 er en kvadratisk matrise og skalaren, λ , er en karakteristisk rot til A_1 . Ved å definere identitetsmatrisen, I , kan ligning (50) omskrives til ligning (51). For at ligningene under skal være gyldige må x være ulik null og radene i $(A_1 - \lambda I)$ må være lineært avhengige. Dette kan også

uttrykkes ved å si at determinanten $|A - \lambda I| = 0$. De karakteristiske røttene til (50) er lik verdiene til skalaren når determinanten er satt lik null.

$$Ax = \lambda x \quad (50)$$

$$(A - \lambda I)x = 0 \quad (51)$$

En $(n \times n)$ -matrise inneholder n karakteristiske røtter. Det impliserer at et to-variabelsystem vil inneholde to karakteristiske røtter.³⁸ Det er ikke nødvendig å finne de karakteristiske røttene eksplisitt i praksis, så lenge de nødvendige og tilstrekkelige betingelsene er oppfylt. Som forklart i kapittel 4.2 må begge de karakteristiske røttene fra den karakteristiske ligningen ligge innenfor enhetssirkelen.³⁹ I tillegg må absoluttverdien til de karakteristiske røttene være mindre enn én for at VAR-systemet skal være stabilt.

Rangen til en kvadratisk matrise, A_1 , kan tolkes som antall lineære avhengige rader i matrisen. Videre er rangen til A_1 lik antall karakteristiske røtter ulik null. Det vil si at hvis alle radene i matrisen, A_1 , er lineært uavhengige, er alle de karakteristiske røttene lik null. Det fører igjen til at determinanten til A_1 er ulik null.

Merk at et system hvor rangen er lik antall ligninger i systemet vil være konvergent. Med andre ord betyr det at systemet inneholder stasjonære variabler, som gir et stabilt system. Et system som ikke inneholder stasjonære variabler kan derfor ikke ha full rang. Det betyr at en to-variabel VAR hvor nivåvariablene inngår i den kointegrerende vektoren, må ha redusert rang. Rangen er da lik 1 hvis nivåvariablene er kointegrerte.⁴⁰ Ved å se tilbake på ligning (49) tilsvarer rangen til π antall kointegrerende vektorer i VAR-systemet.

Hvis variablene i VAR-systemet ut i fra den grafiske fremstillingen ser ut til å øke eller reduseres med tiden, kan konstantleddsmatrisen, A_0 , inkluderes. Hvis det ser ut til at variablene har en forventningsverdi lik null kan konstantleddmatrisen normalt settes lik null. Hvis konstantleddet inkluderes i alle ligningene i systemet, kan rangen tolkes som

³⁸Merk at den karakteristiske ligningen er av grad n i λ , hvor n er lik antall ligninger i systemet. Fordi jeg kun tar for meg tovariabel-systemer i denne oppgaven, går jeg ikke nærmere inn på hvordan den karakteristiske ligningen utarter seg ved polynomer av høyere orden. Se Enders (2015b) s. 90 for en nærmere beskrivelse

³⁹Tilsvarende må de karakteristiske røttene ligge på utsiden av enhetssirkelen med utgangspunkt i den inverse karakteristiske ligningen

⁴⁰Jeg ser i denne oppgaven bort i fra eventuelle karakteristiske røtter som er større enn 1

antall kointegrerte relasjoner i tidsseriene etter at trenden er eliminert. På lang sikt er $\pi x_{t-1} = 0$. Det betyr at endringsleddene, Δx_t , har en forventningsverdi lik konstantleddet, A_0 .⁴¹

I likhet med ADF-testen kan ligning (49) generaliseres til å gjelde for autoregressive-prosesser av høyere orden. Den multivariate ADF-lignende testen er da gitt ved ligning (52):⁴²

$$\Delta x_t = \sum_{i=1}^{p-1} \pi_i \Delta x_{t-i} + \pi x_{t-1} + \varepsilon_t \quad (52)$$

Johansen definerer i denne sammenhengen to $(n \times r)$ -matriser, α og β , hvor r tilsvarer rangen til matrisen, π , gitt ved ligning (53) og n som tidligere er antall avhengige variabler i systemet. Matrisen, α , viser hvor stor andel av den kointegrerende vektoren som inngår i ligningene i VAR-systemet og kan tolkes som et justeringsparameter. β er matrisen for de kointegrerende vektorene. Summen av justeringsparameteret og den kointegrerende vektoren er lik rangen til π :

$$\pi = \alpha \beta' \quad (53)$$

Videre kan VAR-systemet i ligning (52) omskrives til ligning (54).⁴³

$$\Delta x_t = \sum_{i=1}^{p-1} \pi_i \Delta x_{t-i} + \alpha \beta' x_{t-1} + \varepsilon_t \quad (54)$$

VAR-systemet inneholder restriksjoner på tvers av de ulike ligningene i systemet og det er derfor ikke mulig å estimere α og β ved bruk av OLS. Løsningen er å bruke maximum likelihood-estimering for å estimere en VECM.⁴⁴ Det er da mulig å finne rangen til matrisen, π , og deretter bruke de r mest signifikante kointegrerende vektorene til å forme vektoren, β , og velge α slik at $\pi = \alpha \beta$.

Hvis rangen til matrisen, π , er lik null, er endringsleddet på høyre side i ligning (52) lik null og modellen blir redusert til en førstedifferensiert VAR. Motsatt, hvis rangen er

⁴¹Aggregert over hele perioden tidsserien gjelder for vil endringen som følge av konstantleddet være lik $A_0 t$

⁴²hvor $\pi = -(I - \sum_{i=1}^p A_i)$ og $\pi_i = -\sum_{j=i+1}^p A_j x$

⁴³Merk at matrisene for deltaleddene til variablene i systemet er utelatt, uten at det endrer på poenget i forklaringen. Utelatelsen er kun for å gi en enklere forklaring

⁴⁴ML-estimatoren maksimerer (log) likelihood-funksjonen (Woolridge, 2016)(s. 685-686) Det er viktig å merke seg at en estimeringsmetode som ML i motsetning til OLS, ikke er lineær regresjon. Ifølge Hoyle (2012) s. 282 er det engelske begrepet «Full Information Maximum Likelihood» (FIML) et annet navn på ML-estimatoren

lik antall ligninger (n) i systemet er nivåvariablene i VAR-systemet stasjonære, noe som forklart tidligere gir et stabilt system hvor de ikke er behov for å bruke en feiljusteringsmodell. Hvis rangen er lik 1, finnes det en kointegrerende vektor og det andre leddet i ligning (54) er feiljusteringsleddet.⁴⁵

I praksis kan vi kun estimere matrisen, π , og de tilhørende karakteristiske røttene. For å teste hvor mange av de karakteristiske røttene som er signifikant ulik null, kan vi bruke Trace-testen gitt ved ligning (55). $\hat{\lambda}_{r+1}$ er estimerte verdier på de karakteristiske røttene fra den estimerte matrisen, π .⁴⁶ T er antall brukbare observasjoner i datasettet:

$$\lambda_{trace}(r) = -T \sum_{i=r+1}^n \ln(1 - \hat{\lambda}_i) \quad (55)$$

Nullhypotesen i Trace-testen er at antallet kointegrerende vektorer i systemet er større eller lik r . Alternativhypotesen er at antallet kointegrerende vektorer er større enn r .

Fordelingen til trace-statistikken er avhengig av antall ikke-stasjonære komponenter under nullhypotesen, $(n - r)$, og formen på vektoren, A_0 . Formen på A_0 avhenger av om det inkluderes en konstant i den kointegrerende vektoren eller et konstantledd i selve ligningssystemet.⁴⁷

Når antall likevektsforhold er funnet, går en videre til å estimere en VECM.

4.9 Granger-kausaltet

« x Granger-forklarer y hvis y kan predikeres bedre ved å bruke historiske verdier av både x og y sammenlignet med å kun bruke historiske verdier av y » (Giles, 2011)

Hvis alle variablene i en VAR er stasjonære, er det mulig å bruke en F-test for å teste for Granger-kausaltet. Ut i fra ligning (52), vil en kointegrerende vektor føre til at koeffisientene i matrisen, π , multipliseres med matrisen for ett lag av nivåvariablene. Den

⁴⁵Hvis rangen er mellom 1 og n finnes det flere kointegrerende vektorer i systemet. Dette tilfellet er ikke interessant for min analyse, da jeg kun ser på en VAR som inneholder to variabler

⁴⁶De karakteristiske røttene kalles også eigenverdier

⁴⁷Ved å inkludere et konstantledd i ligningssystemet, bruker du den midterste delen av tabell E. Hvis du inkluderer en konstant i den kointegrerende vektoren, bruker du den nedre delen av tabell E. Tabell E er hentet fra Enders (2015b) s. 126

sistnevnte matrisen består av variable som ikke er stasjonære og dermed er det ikke mulig å bruke standard inferens-metoder som en F-test for å teste for Granger-kausaltet i en VECM.

Toda og Yamamoto (1995) utviklet en metode for å teste ikke-stasjonære variabler for Granger-kausaltet. Utgangspunktet for Granger-kausaltetstesten er en Wald-statistikk.⁴⁸ Ved å anta at variablene i systemet i ligning (56) og ligning (57) ikke er stasjonære, vil Wald-statistikken ha asymptotiske egenskaper - uavhengig av om variablene er kointegrerte eller ikke.

Giles (2011) forklarer testen med utgangspunkt i VAR-systemet i ligning (56) og ligning (57):

$$y_t = a_{10} + a_{11}y_{t-1} + a_{12}y_{t-2} + b_{13}z_{t-1} + b_{14}z_{t-2} + e_{yt} \quad (56)$$

$$z_t = a_{20} + a_{21}y_{t-1} + a_{22}y_{t-2} + b_{23}z_{t-1} + b_{24}z_{t-2} + e_{zt} \quad (57)$$

Nullhypotesen i testen er gitt ved $\gamma_{13} = \gamma_{14} = 0$, som sier at z ikke Granger-forklarer y . Alternativhypotesen er at z Granger-forklarer y . Motsatt, er nullhypotesen $\gamma_{21} = \gamma_{22} = 0$ at y ikke Granger-forklarer z og alternativhypotesen er at y Granger-forklarer z .

Begge variablene i VAR-systemet nevnt over er antatt integrert av grad 1 og den høyeste integrasjonsgraden, m , er lik 1. En tar deretter utgangspunkt i VAR-systemet med nivå-variabler, med utgangspunkt i den optimale lag-lengden som ble valgt i den respektive analysen. Definerer her antall lag som p . Granger-kausaltets-testen kan utføres uavhengig av om variablene er kointegrerte eller ikke.

Til slutt tar en utgangspunkt i det velspesifiserte VAR-systemet og legger til m lag av hver av variablene i henhold til den høyeste integrasjonsgraden. Nullhypotesen om at koeffisientene til de p første laggene av z er lik null i ligningen til y , testes ved å bruke Wald-testen. Deretter testes nullhypotesen om at koeffisientene til de p første laggene av y er lik null i z , ved bruk av den samme testen. Det er viktig at de ekstra « m » laggene inkluderes i ligningssystemet, men ikke i selve Wald-testen. Wald-statistikken har en

⁴⁸Se s. 730-731 i Woolridge (2016) for en forklaring av Wald-statistikken. Kort oppsummert er denne statistikken i følge Woolridge (2016) (s. 529) en transformert utgave av F-statistikken hvor det er den generelle modellen som testes ved å pålegges restriksjoner

asymptotisk χ^2 -fordeling med hensyn på p under nullhypotesen.

Det er viktig å merk seg at i en kointegrert VAR, må minst en av variablene i VAR-systemet Granger-forklare den andre.⁴⁹

4.10 Impulsrespons-funksjoner

En VAR kan i likhet med en AR-prosess omskrives til en MA (moving average)-prosess. Ligning (58) er VARMA(vector moving average)-formen av VAR-systemet gitt ved ligning (7) og ligning (8). De endogene variablene, y_t og z_t , er representert via sjokkene til begge variablene. Både nåværende og tidligere perioder er representert, noe som gjør det mulig å spesifisere hvordan de ulike sjokkene påvirker de ulike variablene over tid.

$$x_t = \mu + \sum_{i=0}^{\infty} A_1^i e_{t-i} \quad (58)$$

I en impulseresponse-analyse ser en på dynamikken til de avhengige variablene i VAR-systemet og ser bort i fra variablene som ikke er modellerte (Doornik, 2013). Videre settes de historiske verdiene til de avhengige variablene lik null, bortsett fra de initielle verdiene.

Uttrykket helt til høyre i ligning (59) er en VARMA-representasjon av en to-variabel VAR. I likhet med A_1^i i ligning (58) kan koeffisientene i matrisen, ϕ_i , brukes til å forklare hvordan sjokk i ε_{yt} og ε_{zt} påvirker y_t og z_t . Elementene $\phi_{jk}(0)$ i ligning (59) er de kortsiktige multiplikatorene. Det betyr at koeffisienten $\phi_{12}(0)$ er den umiddelbare effekten på y_t ved at ε_{zt} endres med en enhet. Tilsvarende er $\phi_{11}(1)$ og $\phi_{12}(1)$ endringen i y_t etter en endring i henholdsvis ε_{yt-1} og ε_{zt-1} , det vil si responsen en periode etter at sjokket har funnet sted. På samme måte er $\phi_{11}(1)$ og $\phi_{12}(1)$ effekten på y_{t+1} ved en enhetsendring i henholdsvis ε_{yt} og ε_{zt} . Det betyr at etter n perioder fører et enhetssjokk i ε_{zt} til at endringen i y_{t+n} er lik $\phi_{12}(n)$.

$$\begin{bmatrix} y_t \\ z_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \bar{y} \\ \bar{z} \end{bmatrix} + \sum_{i=0}^{\infty} \begin{bmatrix} \phi_{11}(i) & \phi_{12}(i) \\ \phi_{21}(i) & \phi_{22}(i) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{yt-i} \\ \varepsilon_{zt-i} \end{bmatrix} = \mu + \sum_{i=0}^{\infty} \phi_i \varepsilon_{t-i} \quad (59)$$

⁴⁹For en mer utfyllende forklaring av kausalitetstesten, henviser jeg den interesserte leseren til å lese mer på bloggen til Dave Giles. Han forklarer testen kort i innlegget «VAR or VECM When Testing for Granger Causality?» og mer utfyllende i innlegget «Testing for Granger Causality»

De akkumulerte effektene på y_t av enhetsendringer i ε_{yt} og/eller ε_{zt} er lik summen av de relevante koeffisientene til impulsresponsfunksjonene, gitt ved (60).

$$\sum_{i=0}^n \phi_{12}(i) \quad (60)$$

Jeg antar i dette tilfellet at både y_t og z_t er stasjonære variabler. Sjokk på stasjonære variabler er ikke permanente. Det betyr at for alle j og k , vil verdiene til $\phi_{jk}(i)$ gå mot null når i øker.

Jeg har gjennom forklaringen over lagt grunnlaget for å forklare impulsrespons-funksjonene. Koeffisientene $\phi_{11}(i)$, $\phi_{12}(i)$, $\phi_{21}(i)$ og $\phi_{22}(i)$ er impulsrespons-funksjonene. Ved å lage en funksjon av disse koeffisientene og estimere disse med hensyn på i , er det mulig å lage grafer for å vise hvordan tidsseriene y_t og z_t responderer på de ulike sjokkene.

Ved å beregne impulsrespons-funksjonene er det mulig å identifisere parameterene i det primitive VAR-systemet gitt ved ligning (65) og ligning (66), noe som gjør det mulig å identifisere restleddssjokkene i det primitive systemet. Som forklart tidligere har en VAR på standardform færre parametre enn det primitive VAR-systemet. Identifiseringsproblemet kan også her løses ved å utføre en Cholesky-dekomponering av VAR-systemet skrevet på standardform.

En VAR-prosess som er ustabil, integrert eller kointegrert har ikke en gyldig VARMA-form tilsvarende en stasjonær og stabil VAR-prosess hvor variablene ikke er kointegrerte (Lütkepohl, 2005). Det er likevel mulig å finne ϕ_i -matrisen på samme måte som i et stabilt VAR-system. Det betyr at impulsresponsene reflekterer responsen til variabel j fra et enhetssjokk i restleddet til variabel k , i perioder tidligere.⁵⁰ Forskjellen mellom impulsresponsene i et stabilt og ustabil system, er at impulsresponsene etter et midlertidig sjokk i et ustabil system ikke nødvendigvis går mot en langsiktig verdi lik null.

Akkumulerte impulsrespons og responsene til Cholesky-dekomponerte residualer kan regnes ut på samme måte i en VECM som i en stabil VAR (Lütkepohl, 2005).

⁵⁰Dette forutsetter at det estimerte systemet viser den sanne responsen til restleddene

Et restleddssjokk som ville vært midlertidig i en VAR hvor nivåvariablene er stasjonære, kan ha en permanent effekt i en VECM (Stata, u.d.) (s.18). Dette fordi de stasjonære variablene i en VAR har et gjennomsnitt og en endelig varians som er tidsuavhengig. Et sjokk på en av variablene i en VAR går derfor mot null slik at de stasjonære variablene kan reversere til det konstante gjennomsnittet. I en VECM går ikke de avhengige variablene nødvendigvis tilbake til gjennomsnittet på sikt. Dette fører til at enkelte sjokk i en VECM kan være permanente.

5 Analyse

Oppgaven min inneholder to hovedanalyser, hvor jeg ønsker å finne gjennomslaget fra pengemarkedsrenta til boliglånsrenta i analyse 1, og gjennomslaget fra styringsrenta til pengemarkedsrenta i analyse 2. Deretter vil jeg trekke konklusjoner om hvor raskt en endring i pengemarkedsrenta, og indirekte en endring i styringsrenta, slår ut i boliglånsrenta. Jeg legger vekt på relasjonen til boliglånsrenta i analyse 1 og pengemarkedsrenta i analyse 2.

Jeg har delt analysekapittelet i tre deler: I den første delen beskriver jeg data, samt utfører en grafisk analyse og enhetsrottester. Den andre delen presenterer analysen mellom boliglånsrenta og pengemarkedsrenta (analyse 1) og den tredje delen presenterer analysen mellom pengemarkedsrenta og styringsrenta (analyse 2). Både analyse 1 og analyse 2 følger samme oppbygning, hvor jeg først presenterer modellene for hovedperioden. Deretter utfører jeg en Granger-kausaltetstest, estimerer modellen for et underutvalg og utfører en impulsrespon-sanalyse. Til slutt oppsummerer jeg hver av analysene.

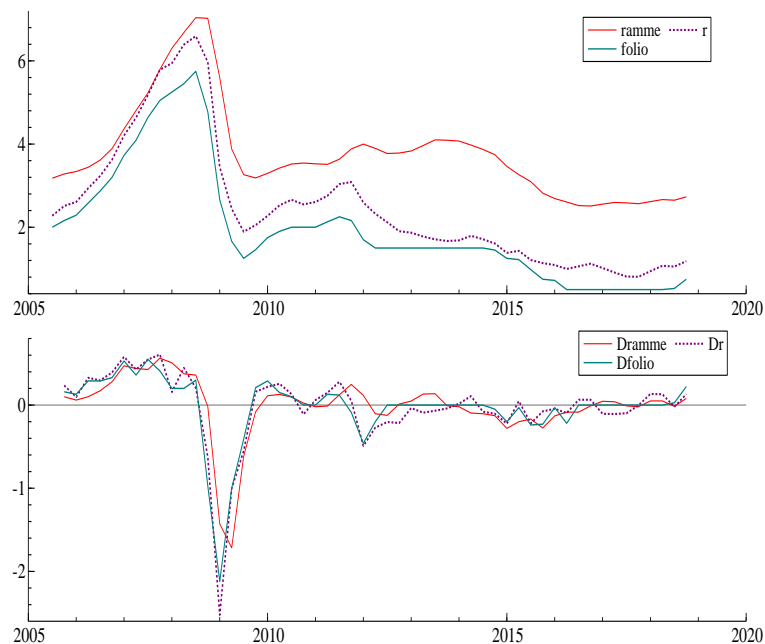
5.1 Data og grafisk analyse

I databeskrivelsen og i den grafiske analysen ser jeg på variablene fra de to analysene mine samlet: boliglånsrenta, pengemarkedsrenta og styringsrenta. Jeg har tidsserier for alle variablene for perioden 2005(3)-2018(4), noe som utgjør totalt 54 observasjoner for hver av tidsseriene. Jeg har tatt utgangspunkt i den nevnte perioden da statistikken for rammelånsrenta startet i 2006(3), noe som faller sammen med det de effektive tidsseriene mine for perioden 2006(3)-2018(4).

I figur 1 presenteres nivået og førstedifferansen av de tre variablene grafisk. Jeg forventer å finne at alle variablene er $I(1)$ -variabler, da førstedifferansen til alle renteseriene i hovedsak ser ut til å bevege seg rundt et konstant gjennomsnitt gjennom hele analyseperioden.

Da statistikken for rammelånsrenta startet i slutten av 2006, var alle rentene inne i en

Figur 1: Nivåvariabler og førstedifferanser



stigende trend frem mot 2008-2009, for deretter å falle markant de neste kvartalene. I årene etter 2009 flatet rentenivået mer eller mindre ut. Rentene ser ut til å følge hverandre over tid, noe som gjør at jeg forventer å finne en langsiktig sammenheng mellom de parvise variablene i både analyse 1 og analyse 2.

Selv om rentene ser ut til å ha en lineær sammenheng på lang sikt, indikerer grafene for både nivåvariablene og førstedifferansene i figur 1 at endringer mellom de tre variablene ikke skjer samtidig. En endring i styringsrenta følges av en endring i pengemarkedsrenta og til slutt en påfølgende endring i boliglånsrenta.

Fordi jeg bruker kvartalsdata i modellen min, fører det til en begrensning i hvor presist modellen klarer å fange opp endringer i dynamikken i modellen på kort sikt. Til sammenligning vil en modell som inneholder månedlige data ha mulighet til å fange opp disse kortsiktige endringene mer nøyaktig.

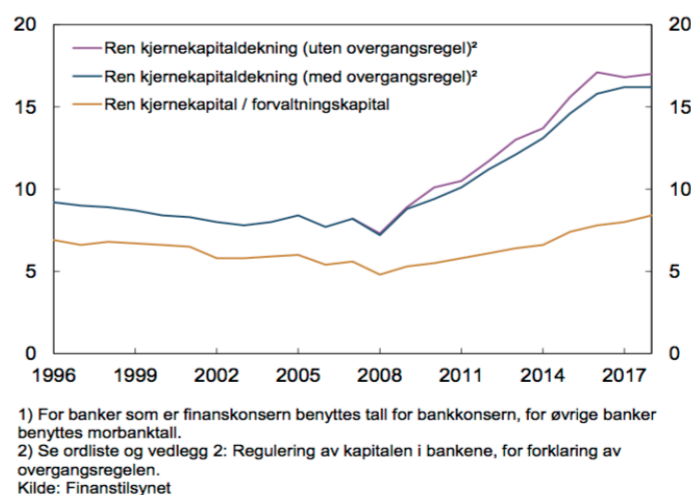
Ut i fra førstedifferansen til variablene ser vi at den største endringen fant sted i et intervall rundt 2009, noe som kan ses i sammenheng med finanskrisa. Ved å se på differansen mellom de ulike rentene, ser vi i figur 3 at forskjellen mellom rammelånsrenta og penge-

markedsrenta; og forskjellen mellom pengemarkedsrenta og styringsrenta følger hverandre relativt tett. Den førstnevnte differansen ligger naturlig nok på et høyere nivå enn den sistnevnte. Jeg legger spesielt merke til at rammelånsrenta og pengemarkedsrenta har et spesielt høyt påslag rundt 2009. Ut i fra den grafiske analysen forventer jeg å finne brudd under finanskrisa i perioden 2007-2009 og muligens i perioden i etterkant av finanskrisa, hvor det oppstod en gjeldskrise i euro-området.

I slutten av 2014 startet marginen mellom boliglånsrenta og pengemarkedsrenta igjen å falle, frem mot 2016, hvor den da tilpasset seg på et noe høyere nivå. Marginen mellom pengemarkedsrenta og styringsrenta falt i perioden 2012- 2015. Etter 2015 var sistnevnte margin økende i et par år, før den deretter ser ut til å tilpasse seg på et noe høyere nivå.

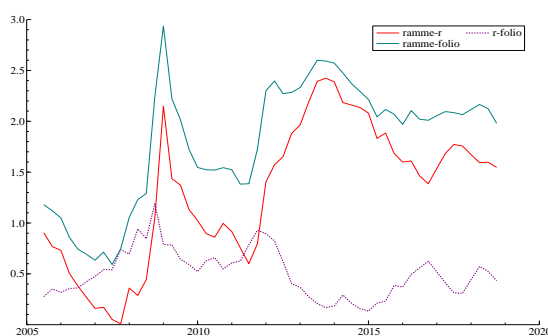
Videre ble økte kapitalkrav for norske banker vedtatt 10. juni 2013, hvor de nye kravene skulle fases inn over tid, fra og med 1.juli 2013 (Finanstilsynet, 2013). De nye kapitalkravene førte til at norske banker fikk behov for store mengder kapital for å styrke soliditeten (Norges Bank, 2013). For å skaffe til veie nødvendig kapital har bankene fokusert på å redusere sine kostnader og utbetalt mindre i utbytte. De har også i større grad fokusert på å gi ut lån til kunder med lav risiko og hentet inn ny egenkapital (s. 25).

Figur 2: **Kapital i norske banker samlet 1996-2018**



Figur 2 er hentet fra Norges Bank (2013) og viser at de norske bankene allerede fra 2008

Figur 3: **Rentemarginer**



startet arbeidet med å bygge opp kapitalen sin (s. 55). Økningen i den rene kjernekapitaldekningen ser ut til å flate ut i 2015-2016, noe som samsvarer med at det var på denne tiden bankene hadde frist på seg til å oppfylle kravene til ren kjernekapitaldekning (Finansdepartementet, 2013).

5.2 Forklaring av variabler

I 2012 begynte Statistisk Sentralbyrå (SSB) å bruke rammelån med sikkerhet i bolig for å beregne norske bankers utlånsrenter (Hungnes, 2012). Tidligere tok de utgangspunkt i et gjennomsnitt av bankenes utlånsrenter. Bankenes utlånsrenter inkluderer andre lån enn lån med pant i bolig og gir normalt en høyere rente enn renta på boliglån. Bankene har også flyttet de sikreste lånene med pant i bolig over til sine kredittforetak, noe som gjør at bankene står for en mindre andel av de totale utlånene. Det gjør at bankenes utlånsportfølje normalt inneholder lån med en relativt høy rente. Rammelån er et attraktivt produkt sett fra bankenes perspektiv, med tanke på god sikkerhet for lånene. Ulempen med å velge rammelånsrenta som utgangspunkt for boliglånsrenta, er at denne ofte gjenspeiler de beste rentene bankene tilbyr kundene sine.

Hungnes (2012) har vært til stor inspirasjon for meg i arbeidet med oppgaven min og jeg har likhet med ham brukt rammelånsrenta som variabel for boliglånsrenta. Penge-markedsrenta er gitt ved tre måneders Nibor og styringsrenta er gitt ved folio-renta. Jeg bruker samme periode i begge analysene for å kunne dra sammenhenger mellom funnene på tvers av analysene.

Som grunnlag for tidsseriene mine for boliglånsrenta og pengemarkedsrenta har jeg hentet data fra SSBs makrodatabase brukt til Kvarts-modellen. Rammelånsrenta og pengemarkedsrenta er gitt som et gjennomsnitt av renta ved utgangen av forrige og inneværende kvartal.⁵¹

Data for styringsrenta er hentet fra rentestatistikken til Norges Bank (Norges Bank, u.d.-c). De oppgir kun månedlige gjennomsnitt av daglige observasjoner. For å få denne renteserien over på kvartalsform, har jeg igjen brukt et gjennomsnitt av de månedlige observasjonene til foliorenta per kvartal.

5.3 Dummyer i analysene mine

Jeg har inkludert dummyer i både analyse 1 og analyse 2. Dummyene kan hovedsakelig relateres til uroen som oppstod i finansmarkedene i forbindelse med finanskrisa og den etterfølgende statsgjeldskrisa i eurolandene.

I modellen for boliglånsrenta og pengemarkedsrenta i analyse 1 har jeg inkludert impulsdummyer for I2008(1), I2008(4) og I2009(1). Disse relaterer jeg til finanskrisa og uroen som oppstod i pengemarkedet som følge av denne krisa. Videre har jeg i den første analyse også inkludert en impulsdummy for I2012(1) og en nivådummy for S2011(2). De to sistnevnte relaterer jeg til uroen som oppstod som følge av usikkerhet rundt finansiering for de europeiske bankene under statsgjeldskrisa, noe som også smittet over på den norske pengemarkedsrenta.

I modellen for pengemarkedsrenta og styringsrenta i analyse 2 har jeg inkludert impulsdummyen I2009(1) og nivådummyene S2008(3) og S2009(1). Alle disse relaterer jeg til finanskrisa. Videre har jeg inkludert en impulsdummy for I2010(4). Gjennom 2010 var veksten i verdensøkonomien på bedringens vei etter finanskrisa (SSB, 2011). Tidsserien min for pengemarkedsrenta viser at denne økte gjennom de tre første kvartalene av 2010.

⁵¹ Boliglånsrenta, *ramme*, er gitt ved rammelånsrenta: $ramme = 400 \times RENPF300BO$. Pengemarkedsrenta, *r*, er gitt ved tre måneders Nibor: $r = 400 \times RNOK$. For å få boliglånsrenta og pengemarkedsrenta fremstilt på kvartalsvis rateform er de opprinnelige variablene i datasettet, gitt ved RENPF300BO og RNOK, for henholdsvis rammelånsrenta og pengemarkedsrenta, multiplisert med 400. Rammelånsrenta er her et vekta gjennomsnitt av porteføljer for eksisterende og nye lån

I fjerde kvartal ble pengemarkedsrenta redusert. Dette skjedde samtidig som styringsrenta ble holdt uendret. I samsvar med SSB (2011) antar jeg at nedgangen i økonomien i siste kvartal 2010 er tilfeldig. Til slutt har jeg inkludert nivådummyen, S2011(4), og impulsdummyen, I2012(1), som jeg relaterer til statsgjeldskrisa i eurolandene.

5.4 Enhetsrøttester

Med utgangspunkt i den deskriptive statistikken i figur 2, er gjennomsnittet til nivåvariablene ulik null og førstedifferansene har et gjennomsnitt som er tilnærmet lik null. Jeg inkluderer derfor en konstant når jeg utfører enhetsrøttestene for nivået til boliglånsrenta, pengemarkedsrenta og styringsrenta. Tilsvarende, utfører jeg enhetsrøttestene for førstedifferansen til de samme variablene, uten en konstant.

Tabell 2: **Deskriptiv statistikk**

Variabel	Gjennomsnitt	Standardavvik
$ramme_t$	3,801	1,168
r_t	2,458	1,587
$Folio_t$	1,938	1,455
$Dramme_t$	-0,014	0,389
Dr_t	-0,035	0,466
$DFolio_t$	-0,037	0,416
Korrelasjon:		
ramme	r	0,912
r	Folio	0,991

I samsvar med den grafiske analysen, indikerer både ADF-testen og PP-testen for boliglånsrenta, pengemarkedsrenta og styringsrenta at ingen av disse er stasjonære på nivå, mens førstedifferansen til de tre rentene er stasjonære til 1 % signifikansnivå. Enhetsrøttestene er presentert i tabell 3. Første kolonne i tabellen viser de respektive nivåvariablene med tilhørende førstedifferanser. Andre kolonne viser optimalt antall lag for de tre variablene basert på AIC. t-statistikken fra ADF-testen og PP-testen er presentert i henholdsvis kolonne tre og fire.

Tabell 3: Enhetsrottester med konstantledd for nivåvariablene og uten konstantledd for førstedifferansene

Variabel:	Lag ^(AIC)	ADF ⁽¹⁾	PP ⁽²⁾
ramme _t	3	-2,494	-1,781
r _t	1	-2,111	-1,232
Folio _t	2	-1,549	-1,372
Dramme _t	3	-3,853**	-3,012**
Dr _t	0	-3,558**	-3,482**
DFolio _t	1	-4,357**	-3,454**

Note: * (**) betyr at variabelen er signifikant til 5 % (1 %) signifikansnivå. (1) Viser ADF t-verdiene for nivåvariablene (førstedifferansen). De kritiske ADF t-verdiene for nivåvariablene (førstedifferansene) for 1% og 5% signifikansnivå er gitt ved henholdsvis -3,57 (-2,61) og -2,92 (-1,95). (2) Viser PP t-verdiene for nivåvariablene (førstedifferansen) for 1% og 5% signifikansnivå. De kritiske PP t-verdiene er gitt ved henholdsvis -3,557 (-2,622) og -2,928 (-1,95).

5.5 Analyse 1: Boliglånsrenta og pengemarkedsrenta

I samsvar med Johansens kointegrasjonstest starter jeg analysen med å estimere en udifferensiert VAR. Jeg inkluderer fire lag av boliglånsrenta og pengemarkedsrenta, slik at antall frihetsgrader reduseres med fire. Det effektive datasettet er da gitt ved perioden 2006(3)-2018(4), noe som gir 50 brukbare observasjoner.

Jeg eliminerer ett og ett lag og sammenligner de ulike restriksjonene via informasjonskriteriet, BIC. Både med og uten en lineær trend velger BIC tre lag av de endogene variablene. Til slutt sammenligner jeg VAR-systemet med tre lag av variablene, med og uten trend. BIC velger systemet med tre lag og en lineær trend.

Jeg estimerer en VAR med tre lag av boliglånsrenta og pengemarkedsrenta, et konstantledd og en lineær tidstrend. Av vektortestene er det kun AR-testen som ikke forkaster nullhypotesen til 1 % signifikansnivå.⁵² Jeg inkluderer derfor én og én impulsdummy for residualer som har et standardavvik på ± 2 standardavvik fra gjennomsnittet til residualene. For å få et velspesifisert system inkluderer jeg fire impulsdummyer og en nivådummy.⁵³

⁵²Jeg har ikke lagt ved en oversikt over spesifikasjonstestene før dummyene ble inkludert, da jeg ikke ser dette som nødvendig

⁵³Impulsdummyene er gitt ved I2008(1), I2008(4), I2009(1) og I2012(1), hvor året er gitt først, med kvartalet oppgitt i parentes. Nivådummyen er lagt inn for perioden 2005(3)-2011(2) og er gitt ved S2011(2)

Ut i fra den grafiske fremstillingen av boligslånsrenta og pengemarkedsrenta forventet jeg å finne brudd for periodene rundt 2009 og en endring i gjennomsnittet til variablene i perioden hvor jeg har lagt inn en nivådummy. En modell med kvartalsdata er vant til at endringer skjer sakte, sammenlignet med en modell med månedlige data, hvor det er mulig å identifisere endringer i dynamikken i modellen på kortere sikt. Modellen klarer ikke å fange opp bruddet i endringen, noe som gjør at den finansielle støyen fører til et hopp i tidsserieekvensene og av den grunn inneholder systemet en nivådummy. Hensikten med denne oppgaven er ikke å modellere den finansielle uroen direkte og jeg tar derfor perioden som inngår i nivådummyen ut av analysen.

Tabell 4 presenterer VAR-system beskrevet i avsnittet over. Den lineære trenden er ikke signifikant etter at jeg har kontrollert for eksetremobservasjonene og inkluderes derfor ikke i den videre analysen.

Tabell 4: **VAR1 for perioden 2005(3)-2018(4), estimert med OLS**

Variabel	ramme	t-verdi	r	t-verdi
ramme ₁	1,628**	(15,30)	0,151	(0,823)
ramme ₂	-0,898**	(-6,980)	-0,443	(-1,990)
ramme ₃	0,159*	(2,630)	0,241*	(2,310)
r ₁	0,410**	(7,140)	1,366**	(13,80)
r ₂	-0,540**	(-7,450)	-0,144	(-1,150)
r ₃	0,259**	(4,020)	-0,151	(-1,360)
I2008(1) ^U	-0,066	(-0,80)	-0,378*	(-2,670)
I2008(4) ^U	-0,327**	(-3,730)	-0,989**	(-6,520)
I2009(1) ^U	-1,216**	(-14,0)	-2,492**	(-16,60)
I2012(1) ^U	-0,118	(-1,440)	-0,638**	(-4,520)
S2011(2) ^U	-0,071	(-1,680)	0,098	(1,340)
Konstant	0,156*	(2,030)	0,045	(0,342)
Sigma	0,074		0,128	

Note: Sigma er den enkelte lignings standardavvik. Variabler opphøyd i «U» er holdt utenfor systemet når det estimeres (urestrikkerte variabler). Parametere etterfulgt av * (**) er signifikant til 5 % (1 %) signifikansnivå

I denne delen av analysen er det spesifikasjonstestene for systemet som helhet som er av størst interesse. Disse er presentert i tabell 5.⁵⁴ Alle vektortestene er bestått til 1 % signifikansnivå, med unntak av Portmanteau-testen som forkaster nullhypotesen til 5% signifikansnivå. Nullhypotesen om autokorreksjon mellom residualene for ulike perioder

⁵⁴De individuelle testene for modellen er presentert i tabell 19 i appendiks E

har en p-verdi på 0,0178.⁵⁵ Fordi de resterende testene er helt fine, velger jeg å se bort i fra det noe høyere signifikansnivået for Portmanteau-testen og behandle VAR-systemet som velspesifisert. Dette kommer jeg tilbake til om noen få avsnitt.

Tabell 5: Vektortester for VAR i tabell 4

Test	Fordeling	p-verdi
Portmanteau-test	$\text{Chi}^2(12) = 24,428$	[0,018]*
AR-test	$F(16,58) = 1,363$	[0,193]
Normalitets-test	$\text{Chi}^2(4) = 2,814$	[0,590]
Hetero-test	$F(39,89) = 0,744$	[0,847]
Hetero-X-test	$F(84,45) = 0,731$	[0,892]
RESET23-test	$F(8,66) = 1,693$	[0,117]

Note: Verdi etterfulgt av * (**) betyr at nullhypotesen i testen kan forkastes til 5 % signifikansnivå (1 % signifikansnivå)

F-testene for VAR-systemet er presentert i tabell 6. Ut i fra disse er alle parameterene signifikante til 1 % signifikansnivå, bortsett fra det tredje lagget til boliglånsrenta, konstantleddet, I2008(1) og S2011(2). De nevnte parameterene er alle signifikante til 5 % signifikansnivå, med unntak av konstantleddet, som ikke er signifikant.

Tabell 6: F-tester for VAR i tabell 4

Variabel	p-verdi	Variabel	p-verdi
ramme ₁	[0,000]**	Konstant	[0,110]
ramme ₂	[0,000]**	I2008(1) ^U	[0,034]*
ramme ₃	[0,027]*	I2008(4) ^U	[0,000]**
r ₁	[0,000]**	I2009(1) ^U	[0,000]**
r ₂	[0,000]**	I:2012(1) ^U	[0,000]**
r ₃	[0,000]**	S2011(2) ^U	[0,016]*

Note: Verdi etterfulgt av * betyr at nullhypotesen i testen kan forkastes til 5 % signifikansnivå. Variabler opphøyd i «U» er holdt utenfor systemet når det estimeres (urestrikkerte variabler)

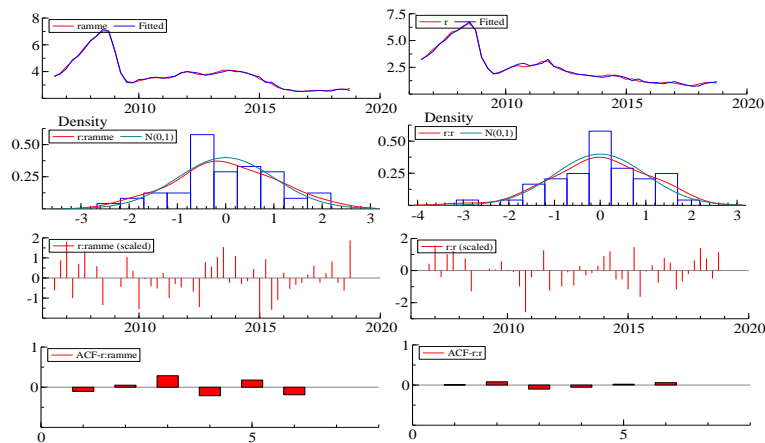
Fra den deskriptive statistikken til nivå-variablene i tabell 2, ser en at verken boliglånsrenta eller pengemarkedsrenta har et gjennomsnitt lik null. Fordi begge variablene også

⁵⁵En p-verdi er i følge Woolridge (2016) s. 765 «Det minste signifikansnivået hvor nullhypotesen kan forkastes»

er fallende når de fremstilles grafisk, inkluderer jeg et konstantledd når jeg tester hvor mange lag som skal inkluderes i VAR-systemet (selv om konstantleddet ikke er signifikant). I den samme tabellen er korrelasjonen mellom nivåvariablene til boliglånsrenta og pengemarkedsrenta presentert. Korrelasjonen mellom disse er lik 0.921 og indikerer en sterk sammenheng mellom variablene i systemet, noe som er positivt og oppfordrer til videre analyse.

Fordi det er viktig å påse at residualene i systemet er hvit støy, har jeg lagt ved figur 4, som støtter opp under konklusjonen om at VAR-systemet i tabell 4 er velspesifisert. De skalerte residualene til boliglånsrenta og pengemarkedsrenta (rad tre i figuren) viser at ingen av observasjonene har residualer som er markant høyere enn ± 2 standardavvik fra gjennomsnittet. I rad fire i den samme figuren ser en av autokorrelasjonsfunksjonene til begge de endogene variablene at de respektive residualene inneholder liten grad av autokorrelasjon. Begge disse observasjonene gir styrke til det estimerte VAR-systemet. Min mening er at dette er med på å forsvare en videre analyse av systemet, selv om Portmanteau-testen forkaster nullhypotesen til 5 % signifikansnivå.

Figur 4: Grafisk diagnostikk VAR1



Neste steg i Johansens metode er å teste VAR-systemet for kointegrasjon via trace-testen. Nullhypotesen i testen er at boliglånsrenta og pengemarkedsrenta ikke er kointegrerte, og har en p-verdi på 0,047. Det er mulig å forkaste nullhypotesen og konkludere med at det finnes en langtidssammenheng mellom de endogene variablene til 5 % signifikansnivå. Nullhypotesen om at systemet inneholder én eller flere kointegrerende vektorer kan ikke

forkastes til konvensjonelle signifikansnivåer. I en VAR med to avhengige variabler og det er kun mulig å finne opptil én kointegrerende vektor. Jeg konkluderer med at det finnes en lineær sammenheng mellom boliglånsrenta og pengemarkedsrenta på lang sikt, men er oppmerksom på det noe høye signifikansnivået i den videre analysen.

Tabell 7: **Langtidssammenheng analyse 1**

Variabel	Langtidsledd (ramme - r - 1,698)	β	p-verdi ¹
ramme		$\beta=1$	
r		$\beta=-1$	
LR-test			0,213
Trace-test			
rang ≤ 0			0,047*
rang ≤ 1			0,992

Note: * betyr signifikant til 5 % signifikansnivå. I langtidsleddet har jeg normalisert med hensyn på boliglånsrenta (ramme) og satt en restriksjon på koeffisienten til pengemarkedsrenta (r). (1) Rad fem er p-verdien til nullhypotesen i LR-testen, rad syv og åtte er p-verdiene til nullhypotesene i trace-testen

Deretter tester jeg om det er mulig å legge restriksjoner på den kointegrerende vektoren. Den kointegrerende vektoren består av nivåvariablene til boliglånsrenta og pengemarkedsrenta, pluss et konstantledd. Dummyene er satt utenfor langtidsleddet og inngår som urestrikkerte variabler i korttidodynamikken. Jeg estimerer en kointegrert VAR (CVAR), med én kointegrerende vektor. LR-testen forkaster nullhypotesen om at koeffisientene til boliglånsrenta og pengemarkedsrenta har et negativt proporsjonalt forhold, samtidig som konstantleddet i langtidsleddet er lik null. Jeg går derfor videre og tester nullhypotesen om at de endogene variablene i langtidsleddet har et negativt proporsjonalt forhold og at konstantleddet er ulikt null. LR-testen forkaster ikke denne nullhypotesen (p-verdien er lik 0,213), noe som indikerer at det er et konstant negativt forhold mellom boliglånsrenta og pengemarkedsrenta på lang sikt. Konstantleddet gir nivå-forskjellen mellom rentene på lang sikt og kan tolkes som et påslag på pengemarkedsrenta målt i prosentpoeng. Konstantleddet indikerer at boliglånsrenta ligger 1,70 %-poeng over pengemarkedsrenta på lang sikt.

Som nevnt har jeg inkludert et konstantledd i analysen min. Fordi variablene i oppgaven min er renter, kan ikke disse øke i det uendelige. Konstantleddet inkluderes derfor i den kointegrerende vektoren - ikke utenfor. Ved å manipulere elementene i konstantleddsma-

trisen, er det mulig å inkludere en konstant i den kointegrerte vektoren uten at det er lagt til en deterministisk tidstrend i ligningssystemet.⁵⁶

Ved å estimere det kointegrerte VAR-systemet fra tabell 4 i et simultant ligningssystem (SEM)⁵⁷, blir den kointegrerende vektoren endogenisert i systemet. Det simultante ligningssystemet består av en kointegrert VAR med identiteter og førstedifferanser av korttidsdynamikken til boliglånsrenta og pengemarkedsrenta.⁵⁸ Fra enhetsrøttene i kapittel 5.4 vet jeg at både boliglånsrenta og pengemarkedsrenta er I(1)-variabler. Videre er en kointegrerende vektor stasjonær. Det betyr at systemet med identiteter kun består av stasjonære variabler og kan testes ved bruk av standard inferens-metoder, som forklart i kapittel 4.8. Merk at variablene i langtidsleddet er nivåvariabler som ikke er stasjonære, og testes av den grunn ved bruk av LR-testen.

Tabell 8: SEM1 fra 2005(3)-2018(4), estimert med FIML

	CVAR		PCVAR	
Dramme ₁	0,766** (7,60)	0,226 (1,31)	0,749** (8,46)	0,168 (1,80)
Dramme ₂	-0,127* (-2,39)	-0,207** (-2,28)	-0,063 (-1,43)	
Dr ₁	0,262** (4,67)	0,2796** (2,90)	0,292** (5,57)	0,375** (4,84)
Dr ₂	-0,284** (-4,75)	1,25 (-1,15)	-0,324** (-6,51)	
CIa ₁	-0,128** (-4,10)	-0,070 (-1,30)	-0,107** (-4,11)	
I2008(1) ^U	-0,039 (-0,504)	-0,351* (-2,63)	-0,037 (-0,476)	-0,344* (-2,47)
I2008(4) ^U	-0,280** (-3,64)	-0,940** (-7,14)	-0,279** (-3,64)	-0,938** (-6,79)
I2009(1) ^U	-1,180** (-14,7)	-2,453** (-17,8)	-1,183** (-14,7)	-2,464** (-17,0)
I2012(1) ^U	-0,108 (-1,37)	-0,636** (-4,68)	-0,083 (-1,07)	-0,553** (-4,14)
S2011(2) ^U	-0,051 (-1,48)	0,110 (1,85)	-0,031 (1,02)	0,177 (5,49)
Sigma	0,073	0,126	0,073	0,132

Note: Estimerte t-verdier er oppgitt i parentes. Sigma er den enkelte lignings standardavvik. Variabler opphøyd i «U» er holdt utenfor systemet når det estimeres (urestrikerede variabler) Parametere etterfulgt

⁵⁶Jeg forklarer ikke hvordan systemet kan manipuleres, men henviser til Enders (2015a) s. 376-377 for utdypende forklaring

⁵⁷Se appendiks D for en forklaring av SEM

⁵⁸Se appendiks D for en forklaring av identiteter

Tabell 8 og tabell 9 viser det kointegrerte VAR (CVAR)-systemet. Videre i analysen er det viktig at både de individuelle spesifikasjonstestene og vektortestene er tilfredsstillt. En ser at de estimerte koeffisientene til flere av de endogene variablene ikke er signifikante i ligningen til pengemarkedsrenta; deriblant koeffisienten til langtidsleddet. Jeg eliminerer én etter én av parameterene som ikke er signifikante og sitter igjen med en parameter-reduisert kointegrert VAR (PCVAR), gitt ved kolonne fire og fem i figur 8. En ser at $Dramme_2$ i ligningen til boliglånsrenta og $Dramme_1$ i ligningen til pengemarkedsrenta ikke er signifikante. Kun to av dummyene er signifikante i ligningen til boliglånsrenta. Fordi dummyene har betydning for relasjonen til pengemarkedsrenta inngår disse som umodellerte variabler og må derfor være med i begge ligningene. Jeg eliminerer $Dramme_1$ fra relasjonen til boliglånsrenta, estimerer modellen på nytt og får PCVAR1. $Dramme_2$ er ikke signifikant. Jeg eliminerer dette parameteret og estimerer modellen på nytt gitt ved PCVAR2.

Tabell 9: SEM11 fra 2005(3)-2018(4), estimert med FIML

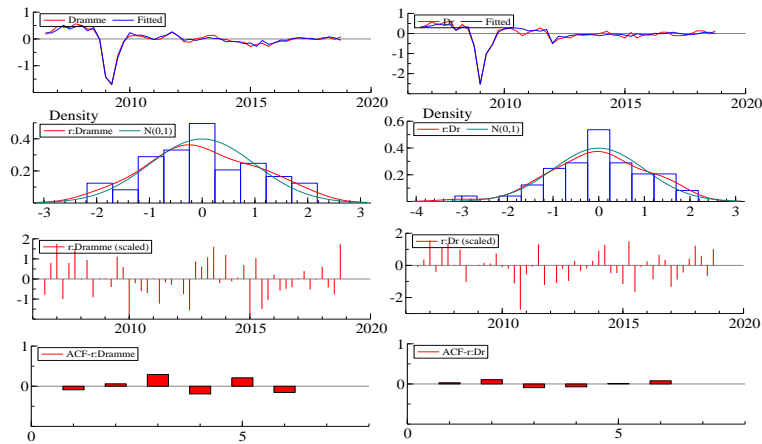
	PCVAR1		PCVAR2	
$Dramme_1$	0,698** (8,33)		0,657** (8,14)	
$Dramme_2$	-0,063 (-1,43)			
Dr_1	0,327** (6,73)	0,493** (11,4)	0,358** (7,80)	0,493** (11,5)
Dr_2	-0,324 (-6,51)		-0,355** (-7,80)	
Cla_1	-0,110 (-4,10)		-0,10** (-3,84)	
$I2008(1)^U$	-0,028 (-0,353)	-0,314* (-2,19)	-0,029 (-0,352)	-0,314* (-2,22)
$I2008(4)^U$	-0,266 (-3,45)	-0,90 (-6,33)	-0,266 (-3,31)	-0,90 (-6,41)
$I2009(1)^U$	-1,160** (-14,5)	-2,390** (-16,6)	-1,160** (-14,00)	-2,387** (-16,8)
$I2012(1)^U$	-0,069 (-0,891)	-0,518** (-3,78)	-0,056 (-0,701)	-0,518** (-3,82)
$S2011(2)^U$	-0,030 (-1,00)	0,171** (5,14)	-0,026 (-0,851)	0,171 (5,20)
Sigma	0,074	0,137	0,077	0,135

Note: Estimerte t-verdier er oppgitt i parentes. Sigma er den enkelte lignings standardavvik. Variabler opphøyd i «U» er holdt utenfor systemet når det estimeres (urestrikkerte variabler). Parametere etterfulgt av * (**) er signifikant til 5 % (1 %) signifikansnivå

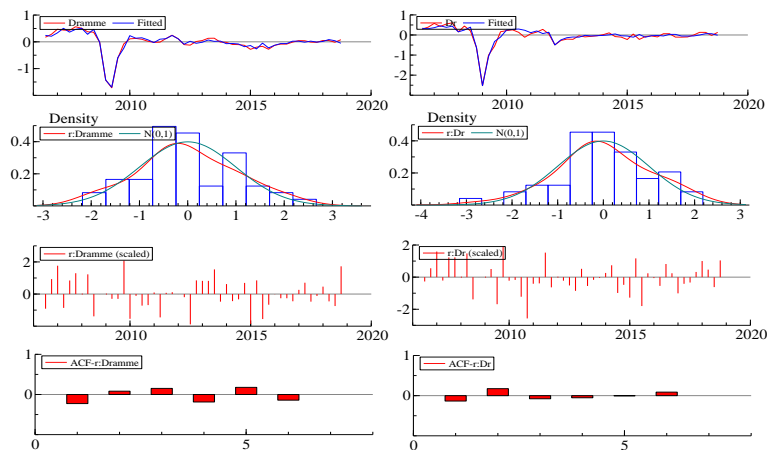
Ved bruk av informasjonskriterier, velger AIC som forventet den største modellen (CVAR) og BIC velger den minste (PCVAR2). Ved å sammenligne de estimerte og observerte ver-

diene i tidsserien til boliglånsrenta og pengemarkedsrenta gitt ved den første raden med grafer i henholdsvis figur 5 og figur 12, ser begge modellen ut til å treffe bra.

Figur 5: Grafisk diagnostikk CVAR



Figur 6: Grafisk diagnostikk PCVAR2



Normalfordelingen er gitt ved grafene i rad to i figurene over og residualenes seriekorrelasjon er fremstilt i rad fire. Begge de foretrukne modellene har en fordeling som er tilnærmet lik normalfordelingen. Det er ingen tegn på seriekorrelasjon i noen av ligningene. Residualene til boliglånsrenta er noe større enn residualene til pengemarkedsrenta, men jeg antar likevel at residualene er hvit støy, da de andre spesifikasjonstestene er bestått i PcGive. Grafene i rad tre i de samme figurene viser de skalerte residualene. Ingen av de individuelle ligningene ser ut til å inneholde ekstreme observasjoner som ikke er kontrollert for via dummyer. Det er likevel verdt å legge merke til residualen for perioden

2010(4) i relasjonen til pengemarkedsrenta, som er noe over to i både den største og den minste modellen.

Jeg har estimert alternative modeller, hvor jeg blant annet inkluderte en impulsdummy for perioden I2010(4), men fant ingen bedre modeller enn hva jeg har presentert til nå.

I tillegg forsøkte jeg å estimere et system hvor jeg inkluderte tre lag av de endogene variablene, men ekskluderte stepdummyen. Jeg fant da flere modeller som bestod alle spesifikasjonstestene og hvor trace-testen indikerte kointegrasjon. Da jeg jobbet videre med disse modellene, viste det seg at justeringskoeffisienten til både boliglånsrenta og pengemarkedsrenta hadde et negativt fortegn, i tillegg til at absoluttverdien til justeringskoeffisienten til boliglånsrenta var mindre enn absoluttverdien til justeringskoeffisienten til pengemarkedsrenta.⁵⁹

Til slutt gjorde jeg et forsøk på å teste om det var mulig å inkludere Euribor som en eksogen variabel i VAR-systemet for boliglånsrenta og pengemarkedsrenta. Jeg kom ikke fremt til et velspesifisert system, og fikk av den grunn ikke testet Euribor for eksogenitet. VAR-systemet gitt i tabell 4 er det beste systemet blant modellene jeg har estimert.

I den endelige modellen for VAR-systemet gitt ved PCVAR2, er pengemarkedsrenta svakt eksogen. Førstedifferansen til boliglånsrenta inngår med ett lag i relasjonen til pengemarkedsrenta. Pengemarkedsrenta er ikke med på å justere systemet tilbake til likevekt, da den kointegrerende vektoren i relasjonen til pengemarkedsrenta ikke er signifikant.

5.5.1 Test for Granger-kausaltet 1

Jeg starter testen for Granger-kausaltet ved å ta utgangspunkt i VAR-systemet i tabell 4, hvor hver av de endogene variablene inngår med tre lag i hver av de to ligningene. p er dermed lik 3. Som nevnt i selve analysen er boliglånsrenta og pengemarkedsrenta kointegrerte. Det har ingen betydning for kausalitetstesten.

⁵⁹Optimalt sett har betakoeffisienten og alfakoeffisienten tilhørende samme variabel, motsatt fortegn. Hvis det skulle vise seg at betaene i en tovariabel VAR har motsatt fortegn, samtidig som de tilhørende alfaene har samme fortegn (for eksempel at begge er negative), har vi en modell med såkalt «overshooting» Juselius (2006) (finn sidetall?)

Ved å legge til $m = 1$ lag i samsvar med at begge variablene er integrerte av grad 1, får jeg et VAR-system med fire lag av hver av variablene. For å få frem poenget i testen med oversiktlig, presenterer jeg det modifiserte VAR-systemet uten dummyer i ligning (61) og ligning (62):

$$ramme_t = a_{10} + a_{11}ramme_{t-1} + \dots + a_{14}ramme_{t-4} + b_{15}r_{t-1} + \dots + b_{19}r_{t-4} + e_{yt} \quad (61)$$

$$r_t = a_{20} + a_{21}ramme_{t-1} + \dots + a_{24}ramme_{t-4} + b_{25}r_{t-1} + \dots + b_{29}r_{t-4} + e_{zt} \quad (62)$$

Testen for Granger-kausaltet i ligningen til boliglånsrenta forkaster nullhypotesen om at pengemarkedsrenta ikke Granger-forklarer boliglånsrenta, til 1 % signifikansnivå. Testen indikerer at lagga verdier av pengemarkedsrenta påvirker boliglånsrenta.

Testen for Granger-kausaltet i ligningen til pengemarkedsrenta forkaster ikke nullhypotesen om at boliglånsrenta ikke Granger-forklarer pengemarkedsrenta, til konvensjonelle signifikansnivåer. De lagga verdiene til boliglånsrenta har ingen påvirkning på pengemarkedsrenta.

Med utgangspunkt i den estimerte modellen PCVAR2 i tabell 8 stemmer granger-kausaltetstesten med hva jeg har funnet ut om relasjonen til boliglånsrenta. Førstedifferansen til pengemarkedsrenta inngår i relasjonen til boliglånsrenta med to lag og boliglånsrenta forklares bedre ved at lagga verdier av både boliglånsrenta og pengemarkedsrenta inngår som forklaringsvariabler.

Når det gjelder ligningen til pengemarkedsrenta i modellen PCVAR2 i tabell 8, indikerer Granger-kausaltetstesten at lagga verdier av boliglånsrenta ikke inngår i relasjonen til pengemarkedsrenta, noe som stemmer med modellen jeg refererer til. Relasjonen til pengemarkedsrenta inneholder ingen lagga verdier av førstedifferansen til boliglånsrenta.

Tabell 10: Granger-kausaltetstester for VAR-systemet i analyse 1

Tester	ramme	r	Fordeling	p-verdi
Granger-kausaltetstest	r		GenRes $\chi^2(3) = 65.818$	[0.0000]**
		ramme	GenRes $\chi^2(3) = 0.26931$	[0.9657]

Note: Tredje og fjerde rad i tabellen viser Granger-kausaltetstester hvor nullhypotesen er at styringsrenta Granger-forklarer pengemarkedsrenta og motsatt, om pengemarkedsrenta Granger-forklarer styringsrenta. * (***) betyr at nullhypotesen i testen kan forkastes til 5 % (1%) signifikansnivå

Det betyr at Granger-kausaltetstesten basert på VAR-systemet og den estimerte feiljusteringsmodellen, PCVAR2, gir samme resultater vedrørende de kausale virkningene mellom de avhengige variablene.

5.5.2 Underutvalg analyse 1

Tabell 11: Underutvalg analyse 1 fra 2010(1)-2018(4), estimert med FIML

Variabel	Dramme	t-verdi	Dr	t-verdi
Dramme ₁	0,742**	(7,45)		
Dr ₁	0,285**	(3,95)	0,470**	(3,82)
Dr ₂	-0,227**	(-3,61)		
CIa ₁	-0,083**	(-3,17)		
I2012(1) ^U	-0,095	(-1,40)	-0,520**	(-4,60)
I2011(2) ^U	-0,068*	(-2,19)	0,061	(1,27)
Sigma	0,061		0,112	

Note: Estimerte t-verdier er oppgitt i parentes. Sigma er den enkelte lignings standardavvik. Variabler opphøyd i «U» er holdt utenfor systemet når det estimeres (urestrikerede variabler). Parametere etterfulgt av * (**) er signifikant til 5 % (1 %) signifikansnivå

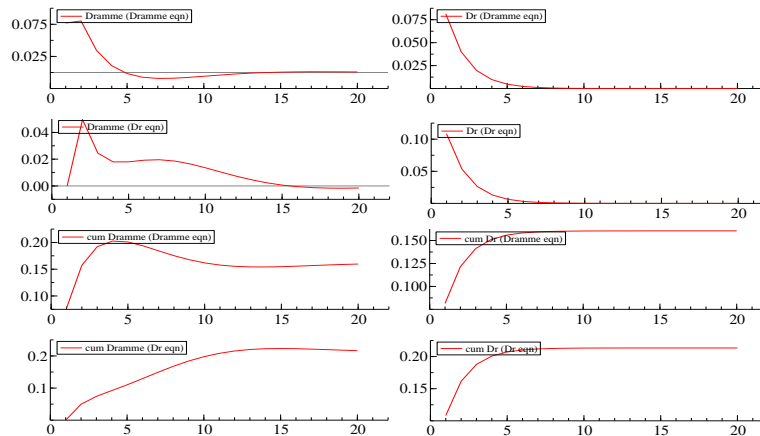
For å teste om modellen for boliglånsrenta og pengemarkedsrenta består av stabile parametere, estimerer jeg modellen PCVAR2 i tabell 8 for et underutvalg. Underutvalget er gitt ved perioden 2010(1)-2018(4). Når jeg sammenligner de estimerte koeffisientene for modellen i hovedutvalget og i underutvalget, har alle parameterene samme fortegn og er relativt like. Dette er en styrke for modellen, da det er ønskelig med konstante parametere uavhengig av hvilke del av utvalgsperioden som analyseres. Stabiliteten i parameterene er gitt under forutsetning om at de inkluderte dummyene ikke skaper urettmessige lineære sammenhenger i de modellerte relasjonene for boliglånsrenta og pengemarkedsrenta.

5.5.3 Impulsrespons-analyse

I figur 7 presenterer impulsresponsfunksjonene (IRF) og de akkumulerte impulsresponsfunksjonene (AIRF) til modell PCVAR2 . Kolonne en og to viser hvordan henholdsvis boliglånsrenta og pengemarkedsrenta påvirkes av restleddssjokk i hver av de avhengige

variablene. Rad en og to viser IRF og rad tre og fire viser AIRF. IRF reflekterer responsen til variabel j fra et enhetssjokk i restleddet til variabel k , i perioder tidligere.

Figur 7: **Impulsresponsfunksjoner og akkumulerte impulsresponsfunksjoner for PCVAR2**



En ser av henholdsvis første og andre graf i kolonne en, at et restleddssjokk i førstedifferansen til boligslånsrenta på 1 %-poeng fører til en umiddelbar økning i førstedifferansen til boligslånsrenta på ca. 0,075 %-poeng og en umiddelbar økning i endringen til pengemarkedsrenta lik null. Asymmetrien i responsen til de ulike variablene på restleddssjokket følger av Cholesky-dekomponeringen hvor restleddet til boligslånsrenta ikke har en kontemporær effekt på pengemarkedsrenta. Fordi restleddssjokket kun er midlertidig, vil restleddet til boligslånsrenta i neste periode være lik null. På grunn av den autoregressive formen til VECM-systemet vil ikke førstedifferansen til boligslånsrenta og pengemarkedsrenta umiddelbart returnere til sine respektive langsiktige verdier. Etter et midlertidig restleddssjokk i boligslånsrenta går boligslånsrenta tilbake til sin langsiktige verdi etter 14 kvartaler. Tilsvarende går pengemarkedsrenta tilbake til sin langsiktige verdi etter 18 kvartaler. De langsiktige verdiene til boligslånsrenta er lik null, mens den langsiktige verdien til pengemarkedsrenta ser ut til å være marginalt under null.

I figur 7 ser en av henholdsvis den første og andre grafen i andre kolonne at et restleddssjokk i førstedifferansen til pengemarkedsrenta på 1 %-poeng, påvirker både førstedifferansen til boligslånsrenta og pengemarkedsrenta umiddelbart.⁶⁰ Den umiddelbare effekten

⁶⁰Umiddelbart i denne oppgaven betyr at endringen finner sted samme kvartal som sjokket. På grunn

i førstedifferansen til boliglånsrenta er en økning er på ca. 0,085 %-poeng og den umiddelbare effekten i førstedifferansen til pengemarkedsrenta er en økning på ca. 0,11 %-poeng. I perioden etter restleddssjokket er verdien til sjokket lik null og den autoregressive formen til VECM-systemet gjør at begge venstresidevariablene går mot sine langsiktige verdier etter ni kvartaler. De langsiktige verdiene er lik null både for førstedifferansen til boliglånsrenta og for førstedifferansen til pengemarkedsrenta.

I denne oppgaven fokuserer jeg på hvordan en økning i pengemarkedsrenta på 1 %-poeng slår ut i boliglånsrenta. En ser av den samme figuren at AIRF i graf tre i kolonne to, og av avsnittet over, at en økning i pengemarkedsrenta på 1 %-poeng fører til at boliglånsrenta øker med ca. 0,085 %-poeng i samme kvartal som sjokket i pengemarkedsrenta finner sted. I kvartalet etter er den totale økningen på ca. 0,125 %-poeng, to kvartaler etter økningen er den totale økningen på ca. 0,13 %-poeng og tre kvartaler etter økningen (det vil når det har gått ett år) er den totale økningen i boliglånsrenta på 0,15 %-poeng. Etter syv kvartaler er så og si hele effekten av økningen i gjennomslaget fra pengemarkedsrenta til boliglånsrenta uttømt. Den totale effekten på boliglånsrenta etter 1 %-poengs økning i pengemarkedsrenta er på ca. 0,16 %-poeng.

Det vil si at ca. 53 % av tilpasningen skjer det samme kvartalet som økningen finner sted. Ca. 78 % av gjennomslaget fra pengemarkedsrenta til boliglånsrenta skjer det første kvartalet etter sjokket. I det andre kvartalet etter økningen har 81 % av gjennomslaget funnet sted. Ett år etter økningen i pengemarkedsrenta har ca. 94 % av gjennomslaget funnet sted. Etter syv til åtte kvartaler er hele økningen uttømt og boliglånsrenta har tilpasset seg i den nye langtidslikevekten.

5.5.4 Sammendrag analyse 1

I analyse 1 har jeg estimert en VECM for boliglånsrenta og pengemarkedsrenta, hvor jeg legger hovedfokus på boliglånsrenta og hvordan pengemarkedsrenta påvirker renta

av blant annet bankenes varslingsfrist med tanke på en endring av renta ut mot kundene. I likhet med Hungnes (2012) tenker seg at sjokket finner sted i begynnelsen av et kvartal og at den såkalte «umiddelbare» virkningen av dette sjokket kommer i midten av kvartalet (det vil si seks uker etter)

på boliglån. Jeg presenterer derfor et sammendrag av analysen med utgangspunkt i dette perspektivet.

Den første analysen min fører fremt til en kointegrert VAR (PCVAR2), hvor det er mulig å uttrykke sammenhengen mellom boliglånsrenta og pengemarkedsrenta på både kort og lang sikt. Jeg finner en konstant negativ sammenheng mellom boliglånsrenta og pengemarkedsrenta på lang sikt, hvor konstantleddet i sin helhet er inkludert i langtidsleddet. Boliglånsrenta er satt med et påslag på 1,70 %-poeng på pengemarkedsrenta, hvor det kun er boliglånsrenta som justerer tilbake til likevekt. Videre er pengemarkedsrenta svakt eksogen.

De inkluderte dummyene er satt utenfor langtidodynamikken og inngår derfor som umodelerte variabler i modellen. Impulsdummyene for ekstremobservasjoner i modellen er gitt ved I2008(1), I2008(4), I2009(1) og I2012(1) og nivådummyen, S2011(2), indikerer et positivt nivåskifte etter andre kvartal 2011.

De tre første impulsdummyene kan relateres til finanskrisa som fant sted i årene 2007-2009. Impulsdummyen for første kvartal 2012 og nivåskiftet i midten av 2011 kan relateres til statsgjeldskrisa i euro-området som fant sted i årene etter finanskrisa. Alle dummyvariablene inngår i modellen med negativt fortegn, noe som betyr at hvis disse ikke hadde vært inkludert, ville endringen i boliglånsrenta vært høyere ved endringer i boliglånsrenta eller ved restleddssjokk. Ifølge Hungnes (2012) kan dummyer inkluderes hvis enkelte endringer i boliglånsrenta ikke kan forklares av endringer i pengemarkedsrenta (s. 10-11). Han viser videre at ligningen for boliglånsrenta ville gitt en unøyaktighet i kvartalene hvor dummyene er inkludert, hvis dummyene hadde vært utelatt fra modellen. Det er kun impulsdummyem for 1. kvartal 2009 som er signifikant i ligningen til boliglånsrenta. Den estimerte koeffisienten til I2009(1) er lik $-1,16$ og betyr at endringen i boliglånsrenta for dette kvartalet ville vært 1,16 %-poeng høyere hvis denne impulsdummyen hadde vært utelatt fra modellen.⁶¹

⁶¹Ingen av de andre dummyene i relasjonen til boliglånsrenta i PCVAR2 er signifikante, men må inkluderes for at VAR-systemet som er utgangspunktet for analysen skal være velspesifisert. Disse usignifikante parameterene fører til at modellen gir et noe mindre troverdig resultat

For å teste robustheten til den modellen, tester jeg for Granger-kausaltet med utgangspunkt i det opprinnelige VAR-systemet fra starten av analysen. Testen indikerer at pengemarkedsrenta forklares best ved å inkludere lag av både boliglånsrenta og pengemarkedsrenta, mens pengemarkedsrenta forklares best av å kun inkludere lag av egen variabel. Testen for Granger-kausaltet støtter dermed opp under funnet fra feiljusteringsmodellen om at pengemarkedsrenta er svakt eksogen. Med andre ord er det kun pengemarkedsrenta som påvirker boliglånsrenta på kort sikt, mens boliglånsrenta ikke inngår i korttidodynamikken til pengemarkedsrenta.

Videre estimerer jeg et underutvalg gitt ved perioden 2010(1)-2018(4), for å teste stabiliteten til parameterene i modellen. Alle parameterene i hovedutvalget og underutvalget har samme fortegn og er relativt like. Dette er en styrke modellen, PCVAR2, og støtter opp under den underliggende forutsetningen om at parameterene i den estimerte modellen er konstante gjennom utvalgsperioden.

Til slutt utfører jeg en impulsrespons-analyse for å se hvordan boliglånsrenta og pengemarkedsrenta responderer på et positivt restleddssjokk og finner at ca. 53 % av tilpasningen skjer det samme kvartalet som økningen i pengemarkedsrenta finner sted. Ca. 78 % av gjennomslaget fra pengemarkedsrenta til boliglånsrenta skjer i kvartalet etter sjokket. I det andre kvartalet etter sjokket har 81 % av gjennomslaget funnet sted og etter ett år har ca. 94 % av gjennomslaget fra pengemarkedsrenta til boliglånsrenta funnet sted. Etter syv til åtte kvartaler er hele økningen uttømt og boliglånsrenta har tilpasset seg i den nye langtidslikevekten.

5.6 Analyse 2: Pengemarkedsrenta og styringsrenta

I likhet med analyse 1, starter jeg analysen for pengemarkedsrenta og styringsrenta med å estimere en udifferansiert VAR. Jeg inkluderer fire lag av pengemarkedsrenta og styringsrenta, slik at antall frihetsgrader reduseres med fire. Det effektive datasettet er gitt ved perioden 2006(3)-2018(4) og gir 50 brukbare observasjoner.

BIC velger en VAR med tre lag av pengemarkedsrenta og styringsrenta. Fordi dette sys-

temet ser ut til å inneholde ekstremobservasjoner og mulige skift i nivået til gjennomsnittet, bruker jeg dummy saturation med impuls- og stepdummyer for å trekke ut disse fra datasettet og legge inn et ekstra nivå ved behov. Med en p-verdi på 0,01 får jeg ikke et velspesifisert system.⁶² Systemet inneholder relativt mange dummyer, noe som gjør at jeg inkluderer og eliminerer dummyer med utgangspunkt i hva jeg fikk med en p-verdi på 0,01, isteden for å kjøre dummy saturation med en høyere p-verdi. Jeg ender opp med å inkludere impulsdummyene I2009(1), I2010(4) og I2012(1), og stepdummyene S2008(3), S2009(1) og S2011(4), som vist i tabell 12. BIC velger et system med både en konstant og en trend før dummyene inkluderes.

Tabell 12: VAR2 fra 2005(3)- 2018(4), estimert med OLS

Variabel	r	t-verdi	folio	t-verdi
r_1	0,924**	(4,85)	-0,021	(0,172)
r_2	0,196	(0,749)	0,068	(0,288)
r_3	-0,248	(-1,050)	0,109	(0,609)
folio ₁	0,515*	(2,130)	1,447**	(6,610)
folio ₂	-0,682	(-1,790)	-0,585	(-1,70)
folio ₃	0,239	(0,925)	-0,085	(-0,364)
I2009(1) ^U	-1,221**	(-4,460)	-0,599*	(-2,420)
I2010(4) ^U	-0,303*	(-2,35)	-0,083	(-0,714)
I2012(1) ^U	-0,346*	(-2,530)	-0,368**	(-2,980)
S2008(3) ^U	0,919**	(6,180)	1,1240**	(9,22)
S2009(1) ^U	-0,708**	(-3,680)	-0,935**	(-5,38)
S2011(4) ^U	0,219**	(3,830)	0,088	(1,710)
Konstant	0,090	(1,710)	-0,003	(-0,053)
Sigma	0,118	0,107		

Note: Estimerte t-verdier er oppgitt i parentes. Sigma er den enkelte lignings standardavvik. Variabler opphøyd i «U» er holdt utenfor systemet når det estimeres (urestrikkerte variabler). Parametere etterfulgt av * (**) er signifikant til 5 % (1 %) signifikansnivå

Tabell 8 presenterer VAR-systemet beskrevet i avsnittet over. Etter at dummyene er lagt til, er ikke den lineære tidstrenden lenger signifikant for verken pengemarkedsrenta eller styringsrenta. Jeg fortsetter derfor analysen uten tidstrenden.

Vektortestene er presentert i tabell 12.⁶³ Alle vektortestene er bestått til 1 % signifikansnivå, bortsett fra heteroskedastisitetstesten. Nullhypotesen i denne testen forkastes til 5 %

⁶²Jeg har ikke lagt ved en oversikt over det estimerte systemet i dette tilfellet, da jeg anser det som mindre relevant. Dummyene jeg fikk ved å kjøre dummy saturation i PcGive er I2009(1), I2009(4), I2012(1), S2008(3), S2009(1) og S2011(4)

⁶³De individuelle spesifikasjonstestene er forklart i appendiks E

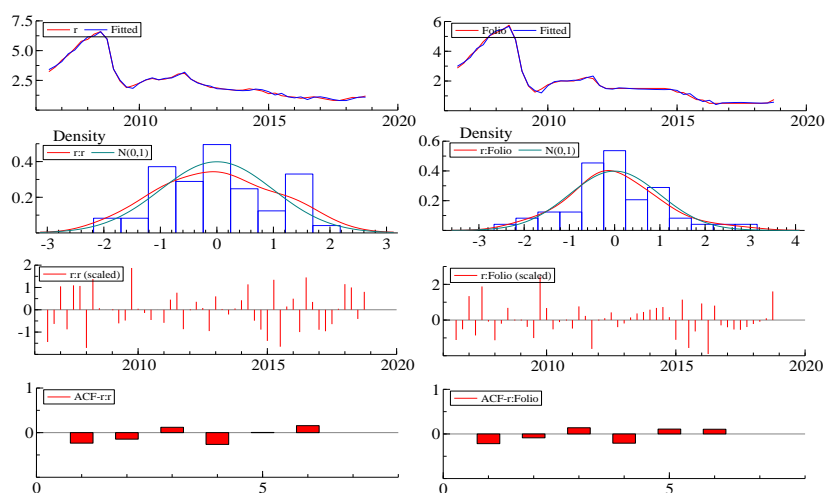
Tabell 13: Vektortester for VAR2 i tabell 12

Variabel	Fordeling	p-verdi
Portmanteau(6)	$\text{Chi}^2(12) = 19,249$	[0,083]
SEM-AR-test	$F(16,56) = 1,479$	[0,141]
Normalitets-test	$\text{Chi}^2(4) = 2,672$	[0,614]
Hetero-test	$F(42,86) = 1,735$	[0,016]*
Hetero-X-test	$F(87,42) = 1,289$	[0,183]
RESET23- test	$F(8,64) = 1,916$	[0,073]

Note: * betyr at nullhypotesen i testen kan forkastes til 5 % signifikansnivå

signifikansnivå og har en p-verdi på 0,016. Jeg velger å se bort i fra at heteroskedastisitetstesten har en veldig lav p-verdi og er i den videre analysen oppmerksom på at testen for heteroskedastiske feilledd er bestått på marginen. De diagnostiske testene av VAR2 presentert i figur 8 støtter opp om konklusjonen om at systemet er velspesifisert og passer godt til data.⁶⁴

Figur 8: Grafisk diagnostikk VAR2



F-testene for VAR2 er presentert i tabell 14 og viser at det kun er det første lagget til de inkluderte variablene som er signifikante til konvensjonelle signifikansnivå. Alle laggene er derimot nødvendig for å få et velspesifisert system.

Ut i fra den deskriptive statistikken til nivåvariablene i tabell 2, har verken pengemarkeds-

⁶⁴Grafene i første rad viser at begge relasjonene i systemet gir en god fremstilling av de observerte tidsseriene. Videre støtter grafene i rad to opp under den beståtte normalitetstesten. I tillegg viser grafene i rad tre at det ikke foreligger ekstremobserasjoner og til slutt viser grafene i rad fire at systemet inneholder en liten grad av autokorrelasjon

Tabell 14: **F-tester for VAR2**

Variabel	p-verdi	Variabel	p-verdi
r ₁	[0,000]**	Konstant	[0,049]*
r ₂	[0,707]	I2009(1) ^U	[0,000]**
r ₃	[0,049]*	I2010(4) ^U	[0,031]*
folio ₁	[0,000]**	I2012(1) ^U	[0,019]*
folio ₂	[0,195]	S2008(3) ^U	[0,000]**
folio ₃	[0,217]	S2009(1) ^U	[0,000]**
S2011(4) ^U	[0,001]**		

Note: Variabler opphøyd i «U» er holdt utenfor systemet når det estimeres (urestrikerede variabler). * (***) betyr at nullhypotesen i F-testen kan forkastes til 5 % (1 %) signifikansnivå

renta eller styringsrenta et gjennomsnitt lik null. Fordi begge variablene også er fallende når de fremstilles grafisk, inkluderer jeg et konstantledd når jeg tester for hvor mange lag som skal inkluderes i VAR-systemet.

Tabell 15: **Langtidssammenheng analyse 2**

Variabel	Langtidsledd	β	p-verdi ¹
	(r-folio - 0,362)		
r		$\beta=1$	
folio		$\beta = -1$	
LR-test			0,556
Rang ≤ 0			0,024*
Rang ≤ 1			0,157

Note: * betyr signifikant til 5 % signifikansnivå. I langtidsleddet har jeg normalisert med hensyn på pengemarkedsrenta (r) og satt en restriksjon på koeffisienten til styringsrenta (folio) slik at de to variablene har et inverst ett-til-ett-forhold. (1) Rad fire oppgir p-verdien til nullhypotesen i LR-testen, rad fem og seks oppgir p-verdiene til nullhypotesene i trace-testen

Trace-testen forkaster nullhypotesen om at pengemarkedsrenta og styringsrenta ikke er kointegrerte, til 2,4 % signifikansnivå. Ut i fra den grafiske fremstillingen av nivå-variablene i figur 1, følger pengemarkedsrenta og styringsrenta hverandre over tid. Dette støtter opp under hypotesen om at variablene har en langsiktig lineær sammenheng. Jeg konkluderer med at VAR2 inneholder én kointegrerende vektor.

Når jeg tester restriksjoner på den kointegrerende vektoren, forkaster LR-testen nullhypotesen om at konstantleddet ikke tilhører i langtidsleddet. Jeg tester derfor restriksjonen om at den estimerte koeffisienten til pengemarkedsrenta er lik 1, samtidig som den estimerte koeffisienten til styringsrenta er lik minus 1 og konstantleddet inngår i den kointegreren-

de vektoren. Denne nullhypotesen er ikke mulig å forkaste. Jeg legger på restriksjonen og bruker en SEM til å estimere det kointegrerte VAR-systemet. Jeg ender da opp med modell CVAR2 i tabell 16.

Tabell 16: SEM analyse 2 for periode 2005(3) til 2018(4), estimert med FIML

Variabel	CVAR2		PCVAR3		PCVAR4	
Dr ₁	0,083 (0,453)	-0,140 (-0,816)	0,106 (0,591)	-0,112 (-0,673)	0,198 (1,71)	
Dr ₂	0,366 (1,730)	-0,004 (-0,020)	0,359 (1,890)	0,025 (0,141)	0,339 (2,780)	
Dfolio ₁	0,462** (2,030)	0,694** (3,270)	0,435 (1,950)	0,660 (3,210)	0,324* (2,130)	0,526** (8,50)
Dfolio ₂	-0,384 (-1,540)	-0,086 (-0,372)	-0,414 (-1,70)	-0,124 (-0,549)	-0,387 (-2,350)	-0,090 (-1,49)
Cl _{a1}	-0,195 (-1,80)	-0,258 (-3,760)	-0,258** (-3,720)		-0,258 (-3,76)	
I2009(1) ^U	-1,056** (-4,050)	-0,403 (-1,66)	-1,042** (-4,040)	-0,358 (-1,610)	-1,114** (-5,080)	-0,473* (-2,680)
I2010(4) ^U	-0,311* (-2,390)	-0,093 (-0,769)	-0,310* (-2,40)	-0,092 (-0,763)	-0,311* (-2,450)	-0,093 (-0,788)
I2012(1) ^U	-0,392** (-2,890)	-0,422** (-3,35)	-0,363** (-2,82)	-0,387** (-3,32)	-0,376** (-3,01)	-0,402** (-3,62)
S2008(3) ^U	1,011** (7,220)	1,351** (10,4)	0,996** (7,250)	1,332** (10,50)	0,977** (7,50)	1,308** (11,2)
S2009(1) ^U	-0,931** (-6,44)	-1,201** (-8,94)	-0,917** (-6,45)	-1,185** (-8,99)	-0,900** (-6,730)	-1,164** (-9,760)
S2011(4) ^U	0,172** (3,39)	0,034 (0,714)	0,188** (4,12)	0,053 (1,35)	0,189** (4,18)	0,054 (1,39)
Sigma	0,120	0,112	0,119	0,111	0,118	0,110

Note: Estimerte t-verdier er oppgitt i parentes. Testene viser vektortester for VAR-systemet. Sigma er den enkelte lignings standardavvik. Variabler opphøyd i «U» er holdt utenfor systemet når det estimeres (urestrikerede variabler). Parametere etterfulgt av * (**)er signifikant til 5 % (1 %) signifikansnivå

Ikke alle parameterene i CVAR2 er statistisk signifikante. Jeg eliminerer langtidsleddet fra ligningen til styringsrenta og kommer frem til modell PCVAR3. I sistnevnte modell inneholder både ligningen for pengemarkedsrenta og ligningen for styringsrenta to lag av begge variablene, og det er kun pengemarkedsrenta som bidrar for å justere systemet tilbake til likevekt på lang sikt. Styringsrenta er med andre ord svakt eksogen.

Lagene til pengemarkedsrenta er ikke statistisk signifikante i PCVAR3. Jeg eliminerer begge lagene fra relasjonen til styringsrenta, noe som gjør styringsrenta sterkt eksogen i systemet. Pengemarkedsrenta justerer fortsatt tilbake mot likevekt i den sistnevnte modellen. Styringsrenta er her bestemt uavhengig av pengemarkedsrenta, mens pengemarkedsrenta påvirkes av styringsrenta både på kort og lang sikt.

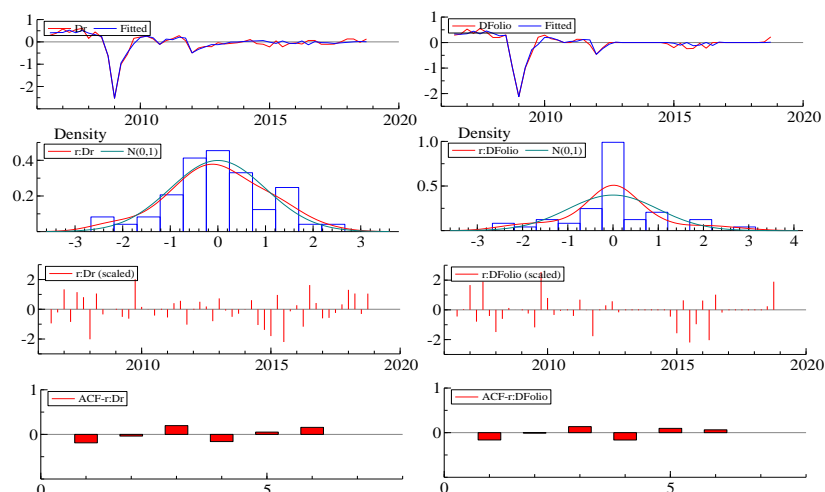
Til slutt sammenligner jeg PCVAR3 og PCVAR4 ved bruk av informasjonskriterier. Både

AIC og BIC velger PCVAR4. En ser at PCVAR4 inneholder relativt få signifikante parametere. Det er ikke mulig å eliminere noen av laggene til verken pengemarkedsrenta eller styringsrenta i relasjonen til pengemarkedsrenta. Ved å fjerne det andre lagget til pengemarkedsrenta, feiler heteroskedastisitetstesten til 5 % signifikansnivå. Ved å eliminere laggene til pengemarkedsrenta i sin helhet fra systemet, får jeg en velspesifisert modell. Når jeg sammenligner denne modellen med modell PCVR4, velger også her både AIC og BIC den minst restriktive av modellene.

Det er ikke mulig å eliminere laggene til styringsrenta fra ligningen til pengemarkedsrenta, da minst en av variablene i et kointegrert system må Granger-forklare den andre variabelen (Giles, 2011). Jeg legger merke til at alle dummyene er signifikante til konvensjonelle signifikansnivåer i ligningen til pengemarkedsrenta. I ligningen til styringsrenta er alle dummyene signifikante, bortsett fra I2020(4) og S2011(4). Likevel er det ikke mulig å eliminere noen av disse, da det fører til en modell som ikke består de nødvendige spesifikasjonstestene.

I likhet med analyse 1 forsøkte jeg også i analyse 2 å se på muligheten for å inkludere eksogene variabler og estimere en VAR bestående av tre avhengige variabler. Etter inspirasjon fra Bernhardsen (2012) og utledningen til Tafjord (2015) vedrørende sammenhengen mellom Kliem og Euribor, forsøkte jeg å teste et VAR-system hvor jeg inkluderte enten en variabel for dollar eller euro og videre teste de to sistnevnte for eksogenitet i hvert av systemene. Videre forsøkte jeg også etter teste et VAR-system hvor jeg heller inkluderte henholdsvis inflasjonen i Norge og inflasjonen i EU. Jeg fant ingen velspesifiserte systemer i noen av de nevnte tilfellene og fikk dermed ikke testet noen av variablene i en VAR med tre variabler for eksogenitet. Jeg har av den grunn ikke forklart hvordan en VAR bestående av mer enn to variabler estimeres i metodedelen.

Figur 9: Grafisk diagnostikk PCVAR4



Konklusjonen av diskusjonen over er at modell PCVAR4 i tabell 16 fremstår som det beste alternativet blant modellene jeg har estimert. Ved å ta en kikk på den grafiske diagnostikken til modellen gitt ved figur 9, ser modellen ut til å treffe data bra både for endringen til pengemarkedsrenta og endringen til styringsrenta (rad 1).⁶⁵ Videre viser rad to i figuren at fordelingen til pengemarkedsrenta er tilnærmet lik en normalfordeling. En kan stille spørsmålsteget til hvor godt relasjonen til styringsrenta treffer normalfordelingen, da variabelen har en mye spissere form enn hva som er ønskelig. Verken de skalerte residualene i linje fire eller autokorrelasjonen i systemet ser ut til å inneholde uønskede funn. I tillegg er normalitetstesten bestått via både vektor-testene og de individuelle testene.

5.6.1 Test for Granger-kausaltet 2

Jeg starter testen for Granger-kausaltet ved å ta utgangspunkt i VAR-systemet i tabell 12, hvor de endogene variablene inngår med tre lag i hver av de to ligningene. p er dermed lik 3. Som nevnt i selve analysen, er pengemarkedsrenta og styringsrenta kointegrerte. Det har ikke noe å si for kausalitetstesten.

Ved å legge til $m = 1$ lag i samsvar med at begge variablene er integrerte av grad 1, får jeg et VAR-system med fire lag av hver av variablene. For å få frem poenget i testen mer

⁶⁵Den grafiske diagnostikken til CVAR2 og PCVAR3 er presentert i appendiks E

oversiktlig, presenterer jeg det modifiserte VAR-systemet uten dummyer i ligning (63) og ligning (64)

$$r_t = a_{10} + a_{11}r_{t-1} + \dots + a_{14}r_{t-4} + b_{15}folio_{t-1} + \dots + b_{19}folio_{t-4} + e_{yt} \quad (63)$$

$$folio_t = a_{20} + a_{21}r_{t-1} + \dots + a_{24}r_{t-4} + b_{25}folio_{t-1} + \dots + b_{29}folio_{t-4} + e_{zt} \quad (64)$$

Testen for Granger-kausaltet i ligningen til pengemarkedsrenta forkaster nullhypotesen om at styringsrenta ikke Granger-forklarer pengemarkedsrenta, til 1 % signifikansnivå. Testen indikerer at lagga verdier av styringsrenta påvirker pengemarkedsrenta.

Tabell 17: **Tester2**

Tester	r	folio	Nullhypotese
Grangerkausaltetstest	folio		GenRes Chi ² (3)=30.675 [0.0000]**
		r	GenRes Chi ² (3) = 1.9415 [0.5846]

Note: Andre og tredje rad i tabellen viser Grangerkausaltetstester hvor nullhypotesen er om henholdsvis styringsrenta Granger-forklarer pengemarkedsrenta og motsatt, om pengemarkedsrenta Granger-forklarer styringsrenta. ** betyr at nullhypotesen i testen kan forkastes til 1 % signifikansnivå

Testen for Granger-kausaltet i ligningen til styringsrenta forkaster ikke nullhypotesen om at pengemarkedsrenta ikke Granger-forklarer styringsrenta, til 1 % signifikansnivå. Testen indikerer at lagga verdier av pengemarkedsrenta ikke påvirker styringsrenta.

Med utgangspunkt i den siste modellen i tabell 16 stemmer Granger-kausaltetstesten med hva jeg har funnet ut om relasjonen til pengemarkedsrenta. Førstedifferansen til styringsrenta inngår i pengemarkedsrelasjonen med to lag og pengemarkedsrenta forklares bedre av at lagga verdier av både pengemarkedsrenta og styringsrenta inngår som forklaringsvariabler.

For ligningen til styringsrenta i den siste PCVAR4, indikerer Granger-kausaltetstesten at lagga verdier av pengemarkedsrenta ikke skal inngå i relasjonen til styringsrenta, noe som er i tråd med modellen jeg refererer til. Relasjonen til styringsrenta inneholder ingen lagga verdier av førstedifferansen til pengemarkedsrenta. Det betyr at Granger-kausaltetstesten basert på VAR-systemet og den estimerte modellen for det samme systemet samsvarer.

5.6.2 Underutvalg analyse 2

Når jeg sammenligner modellen gitt ved PCVAR4 for hovedutvalget i tabell 16 og underutvalget i tabell 18, har alle parameterene samme fortegn i begge utvalgene. Størrelsen på parameterene i de to utvalgene varierer dog noe. Jeg legger spesielt merke til den estimerte koeffisienten til det første lagget til styringsrenta, i relasjonen til pengemarkedsrenta. Denne er lik 0,324 i hovedutvalget og 0,023 i underutvalget. I ligningen til styringsrenta har alle parameterene så og si tilsvarende verdi på de tilhørende koeffisientene. Videre er det relativt få parametere som er statistisk signifikante til 1 % eller 5 % signifikansnivå for underutvalget. Ut i fra dette kan det tyde på at modellen jeg har kommet ikke er robust for hele utvalgperioden, noe som er en ulempe for troverdigheten til modellen min.

Tabell 18: Underutvalg analyse 2 for fra 2010(1)-2018(4), estimert med OLS

Variabel	Dr	Dfolio	Dr	Dfolio
Dr ₁	0,318 (1,55)	-0,014 (-0,073)	0,329* (2,44)	
Dr ₂	0,108 (0,508)	-0,108 (-0,566)	0,195 (1,36)	
Dfolio ₁	0,018 (0,072)	0,463 (2,030)	0,023 (0,112)	0,468** (3,30)
Dfolio ₂	-0,087 (-0,341)	0,020 (0,091)	-0,180 (-0,899)	-0,093 (-0,801)
CIa ₁	-0,252 (-3,19)		-0,252 (-3,25)	
I2010(4) ^U	-0,278 (-2,36)	-0,062 (-0,578)	-0,290* (-2,53)	-0,077 (-0,741)
I2012(1) ^U	-0,384 (-3,21)	-0,390 (-3,76)	-0,397** (-3,43)	-0,407** (-4,12)
S2011(4) ^U	0,183 (3,50)	0,042 (1,030)	0,184** (3,60)	0,044 (1,10)
Sigma	0,106	0,097	0,105	0,096

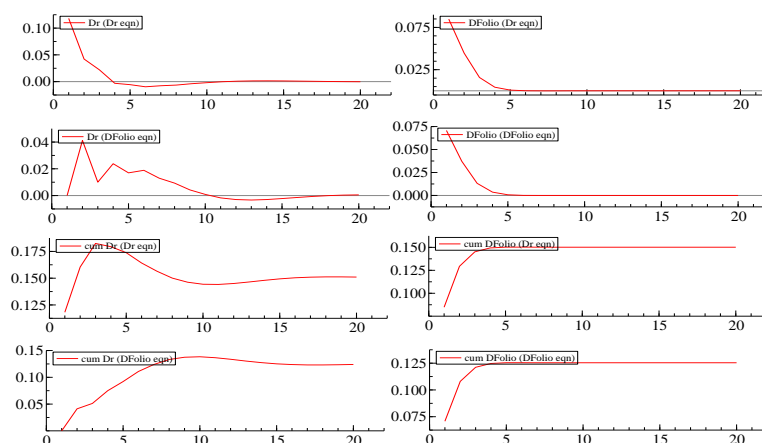
Note: Estimerte t-verdier er oppgitt i parentes. Sigma er den enkelte lignings standardavvik. Variabler opphøyd i «U» er holdt utenfor systemet når det estimeres (urestrikkerte variabler). Parametere etterfulgt av * (**) er signifikant til 5 % (1 %) signifikansnivå

I og med at VAR-systemet i utgangspunktet er på grensa til å være signifikant og fordelingen til styringsrenta ser ut til å være noe spissere enn normalfordeligen, kan det tyde på at jeg enten har inkludert for mange dummyer eller at variablene rett og slett ikke er kointegrerte.

5.6.3 Impulsrespons-analyse 2

I figur 10 presenteres IRF og AIRF til modell PCVAR4. Grafene i første kolonne viser hvordan hver av de avhengige variablene påvirkes av restleddssjokk i pengemarkedsrenta, og grafene i andre kolonne viser hvordan hver av de avhengige variablene påvirkes av restleddssjokk i styringsrenta. Videre viser rad én og to impulsresponsfunksjonene og rad tre og fire viser de akkumulerte impulsresponsfunksjonene,

Figur 10: **Impulsresponsfunksjoner og akkumulerte impulsresponsfunksjoner for PCVAR4**



En ser av henholdsvis den første og andre grafen i første kolonne at et midlertidig enhets-sjokk i pengemarkedsrenta fører til en umiddelbar effekt pengemarkedsrenta med ca. 0,12 %-poeng og en umiddelbar effekt i endringen til styringsrenta lik null. Asymmetrien i responsen til de ulike variablene på restleddssjokket følger av Cholesky-dekomponeringen, hvor restleddet til pengemarkedsrenta ikke har en kontemporær effekt på styringsrenta. Fordi restleddssjokket kun er midlertidig, vil restleddet til endringen i pengemarkedsrenta i neste periode være lik null. På grunn av den autoregressive formen til VECM-systemet vil ikke førstedifferansen til boliglånsrenta og pengemarkedsrenta umiddelbart returnere til sine respektive langsiktige verdier. Etter et midlertidig restleddssjokk i eget restledd, går førstedifferansen til pengemarkedsrenta tilbake til sin langsiktige verdi etter 11 kvartaler. Tilsvarende går førstedifferansen til styringsrenta tilbake til sin langsiktige verdi etter 17 kvartaler. Både pengemarkedsrenta og styringsrenta går tilbake til en langsiktig verdi lik null etter et midlertidig sjokk i restleddet til pengemarkedsrenta.

Første og andre graf i andre kolonne viser at et midlertidig enhetssjokk i restleddet til førstedifferansen til styringsrenta påvirker både førstedifferansen til pengemarkedsrenta og styringsrenta umiddelbart. Den umiddelbare effekten i førstedifferansen til pengemarkedsrenta er på ca. 0,085 %-poeng og den umiddelbare effekten i førstedifferansen til styringsrenta er i underkant av 0,075 %-poeng. I perioden etter restleddssjokket er verdien til sjokket også her lik null og den autoregressive formen til VECM-systemet gjør at begge venstresidevariablene går mot sine langsiktige verdier etter ca. fem kvartaler. Pengemarkedsrenta går på lang sikt mot en verdi på ca. 0,01 %-poeng, noe som betyr at restleddsjokket i styringsrenta fører til en permanent endring i pengemarkedsrenta. Styringsrenta opplever kun et midlertidig sjokk etter et sjokk i egen variabel og går dermed tilbake til en verdi lik null på lang sikt.

I denne delen av oppgaven fokuserer jeg på hvordan en økning i styringsrenta slår ut i pengemarkedsrenta. Ser av figur 10 at de akkumulerte impulsresponsfunksjonene i graf tre i kolonne to og av avsnittet over at en økning i styringsrenta på 1 %-poeng fører til at pengemarkedsrenta øker med ca. 0,085%-poeng samme kvartal som sjokket finner sted. Kvartalet etter er den totale økningen i pengemarkedsrenta på ca. 0,13 %-poeng. To kvartaler etter økningen er den totale effekten i pengemarkedsrenta på ca. 0,145 %-poeng. Tre kvartaler etter økningen er den akkumulerte effekten av sjokket i styringsrenta på 0,15 %. Det betyr at det samme kvartalet som sjokket skjer er ca. 57 % av økningen funnet sted. Etter to kvartaler er ca. 87 % av økningen funnet sted og etter tre kvartaler er 100 % av økningen fullført.

5.6.4 Sammendrag analyse 2

I analyse 2 har jeg estimert en VECM for pengemarkedsrenta og styringsrenta, hvor jeg har valgt å legge hovedfokus på pengemarkedsrenta og hvordan styringsrenta påvirker pengemarkedsrenta. Jeg presenterer derfor et sammendrag av analysen med utgangspunkt i dette perspektivet.

Den andre analysen min fører frem til en kointegrert VAR (PCVAR4), hvor det er mulig

å uttrykke sammenhengen mellom boliglånsrenta og pengemarkedsrenta på både kort og lang sikt. Jeg finner en konstant negativ sammenheng mellom boliglånsrenta og pengemarkedsrenta på lang sikt, hvor konstantleddet i sin helhet er inkludert i langtidsleddet. Jeg finner at pengemarkedsrenta er satt med et påslag på 0,36 %-poeng på styringsrenta, hvor det kun er pengemarkedsrenta som justerer tilbake til likevekt og styringsrenta er eksogen.

De inkluderte dummyene er satt utenfor langstidsdynamikken og inngår som umodellerte variabler i modellen. Impulsdummyene for ekstremobservasjonene i modellen er gitt ved I2009(11), I2010(4) og I2012(1), og nivådummyene S2008(3), S2009(1) og S2011(4).⁶⁶ Dummyene for perioden 2008-2009 relaterer jeg til finanskrisa. Dummyen i fjerde kvartal 2010 kan knyttes til en tilfeldig nedgang i økonomien og dummyen i 2012 kan relateres til statsgjeldskrisa som fulgte i etterkant av finanskrisa. Alle dummyene har negativt fortegn, bortsett fra nivådummyene, S2008(3) og S2011(4).

For å teste robustheten til det modellerte systemet gitt ved PCVAR4, tester jeg for Granger-kausaltet med utgangspunkt i VAR-systemet i tabell 12. Testen indikerer at pengemarkedsrenta forklares best ved å inkludere lag av både pengemarkedsrenta og styringsrenta, mens det motsatte er tilfelle for styringsrenta; Ut i fra kausalitetsanalysen forklares styringsrenta best ved å kun inkludere lag av egen variabel. Testen for Granger-kausaltet støtter dermed opp under funnet fra feiljusteringsmodellen om at styringsrenta er sterkt eksogen. Med andre ord er det kun styringsrenta som påvirker pengemarkedsrenta på kort sikt, mens boliglånsrenta ikke inngår i korttidsdynamikken til styringsrenta.

Videre estimerer jeg et underutvalg gitt ved perioden 2010(1)-2018(4) for å teste stabiliteten til parameterene i modellen. Jeg finner at alle parameterene i både hovedutvalget og underutvalget har samme fortegn, mens størrelsen på de samme parameterene i de to utvalgene varierer noe. Det tyder på at modellen jeg har kommet frem til ikke er robust

⁶⁶I relasjonen til pengemarkedsrenta er alle dummyene signifikante til konvensjonelle signifikansnivåer og endringen i pengemarkedsrenta ville vært henholdsvis 1, 11 %-poeng, 0,31 %-poeng, 0,38 %-poeng høyere for impulsdummyene i de respektive periodene, hvis impulsdummyene ikke hadde vært inkludert. I tillegg ville nivået til pengemarkedsrenta vært høyere med 0,98 %-poeng etter tredje kvartal 2008 og høyere med 0,19 %-poeng fra og med 2012, i de respektive periodene, hvis nivådummyene ikke hadde vært inkludert. Hvis nivådummyen, S2009(1) ikke hadde vært inkludert, ville nivået til pengemarkedsrenta vært 0,9 %-poeng lavere etter dette kvartalet

for hele utvalgperioden, noe som er en ulempe for modellen jeg har estimert.

Til slutt utfører jeg en impulsrespons-analyse for å se hvordan pengemarkedsrenta og styringsrenta responderer på restleddssjokk. Hovedfokus i analyse 2 er gjennomslaget fra styringsrenta til pengemarkedsrenta. De akkumulerte impulsrespons-funksjonene i figur 10 viser at en økning i styringsrenta på 1 %-poeng fører til at ca. 57 % av økningen har funnet sted samme kvartal som det pengepolitiske sjokket fant sted. Etter to kvartaler er ca. 87 % fullført og etter tre kvartaler er hele effekten uttømt.

6 Konklusjoner, videre forskning og begrensninger

Målet med denne masteroppgaven er å finne ut hvordan boliglånsrenta påvirkes av pengemarkedsrenta, og dermed indirekte av styringsrenta. Sentralbanken setter styringsrenta med et mål om å påvirke de korte pengemarkedsrentene, som til slutt slår ut i boliglånsrenta. Det er viktig for sentralbanken å ha kunnskap om hvor raskt og i hvilken grad både pengemarkedsrenta og boliglånsrenta responderer på en endring i styringsrenta. Resultatene fra oppgaven min kan gi verdifull innsikt for Norges Bank, da det så vidt jeg kjenner til, foreligger få studier for Norge på området.

Ved bruk av en VECM har jeg estimert gjennomslaget fra pengemarkedsrenta til boliglånsrenta, og fra styringsrenta til pengemarkedsrenta.⁶⁷ På kort sikt finner jeg et gjennomslag fra pengemarkedsrenta til boliglånsrenta på 0,36 %-poeng og et gjennomslag fra styringsrenta til pengemarkedsrenta på 0,32 %-poeng. På lang sikt finner jeg et stabilt forhold mellom de respektive rentene i begge analysene mine.

Jeg har funnet en analyse som estimerer gjennomslaget fra pengemarkedsrenta på både kort og lang sikt for Norge: Hungnes (2012). Resultatene hans er i tråd med hva jeg har funnet i analyse 1. Den begrensede litteraturen på dette området for Norge, gjør det interessant å se mine resultater opp mot andre land. Det er da viktig å påpeke at forskjeller mellom land, i tillegg til ulike valg av variabler og metode, kan i seg selv føre til forskjeller mellom analysene. Det ser likevel ut til at et fullt gjennomslag på lang sikt og et ufullstendig gjennomslag på kort sikt, er et fellestrekk i litteraturen. Harbo og Welz (2011); Cottarelli og Kourelis (1994); og De Bondt (2002) støtter opp om denne påstanden.

Bernhardsen (2012) finner et tilnærmet fullt gjennomslag fra styringsrenta til pengemarkedsrenta på lang sikt, for blant Norge, Sverige og euro-området, noe som støtter opp om resultatet mitt fra analyse 2 om at pengemarkedsrenta og styringsrenta har en stabil sammenheng på lang sikt.

Estimeringene mine for underutvalget for perioden 2010(1)-2018(4) gir støtte til at resul-

⁶⁷Når jeg i det følgende bruker begrepet «gjennomslag fra pengemarkedsrenta (styringsrenta) til boliglånsrenta (pengemarkedsrenta)», impliserer det hvor mye boliglånsrenta (pengemarkedsrenta) øker etter at pengemarkedsrenta (styringsrenta) har økt med ett prosent-poeng

tatene mine for sammenhengen mellom pengemarkedsrenta og boliglånsrenta er robuste. Når det gjelder sammenhengen mellom pengemarkedsrenta og styringsrenta, får jeg noe ulike størrelse på de estimerte koeffisientene for de to ulike estimeringsperiodene. Ut i fra resultatene til Harbo og Welz (2011), som indikerer at gjennomslaget fra styringsrenta til de lengre pengemarkedsrentene kan være noe redusert etter finanskrisa, kan det være en forklaring på at modellen min i analyse 2 ikke er robust over hele analyseperioden. Til sammenligning finner Hennecke (2017) at gjennomslaget fra styringsrenta til boliglånsrenta har økt etter 2011. Den lave styringsrenta i perioden etter finanskrisa kan ha ført til brudd i sammenhengene, men er ikke en del av problemstillingen min. Det er likevel et høyst aktuelt tema for videre forskning.

Impulsresponsanalysen viser at et sjokk i pengemarkedsrenta på 1 %-poeng kun har en midlertidig effekt på boliglånsrenta og at en endring i pengemarkedsrenta slår relativt raskt ut i boliglånsrenta. Allerede det første kvartalet er ca. 78 % av tilpasningen fullført og etter ett år har så og si hele justeringen funnet sted. Videre tar det i underkant av to år fra et pengemarkedssjokk på 1 %-poeng til boliglånsrenta igjen er tilbake i likevekt på lang sikt.

Impulsresponsanalysen i analyse 2 viser at et sjokk i styringsrenta på 1 %-poeng har en permanent effekt på pengemarkedsrenta og at en endring i styringsrenta slår relativt raskt ut i pengemarkedsrenta. Allerede det første kvartalet er ca. 57 % av økningen funnet sted og etter tre kvartaler er hele justeringen etter et pengepolitisk sjokk fullført.

Den stabile langsiktige stabile sammenhengen mellom både styringsrenta og pengemarkedsrenta; og mellom pengemarkedsrenta og boliglånsrenta, impliserer et stabil sammenheng mellom styringsrenta og boliglånsrenta på lang sikt. Tilsvarende impliserer de ufullstendige kortsiktige gjennomslagene i både analyse 1 og analyse 2 at en endring i styringsrenta ikke slår fullt ut i boliglånsrenta på kort sikt. Det er dermed andre variabler enn styringsrenta og pengemarkedsrenta som påvirker bankenes rentebestemmelse for boliglån på kort sikt.

Ved et avvik fra langtidslikevekten, vil pengemarkedsrenta korrigeres tilbake til likevekt relativt raskt. Med en justeringskoeffisient på 0,6 vil over halvparten av avviket fra like-

vekten korrigeres på i neste periode. Ved et avvik fra langtidslukevekten i relasjonen til boliglånsrenta, vil boliglånsrenta bruke lenger tid på å tilpasse seg. Med en justeringskoeffisient på 0,10 vil 10 % av avviket justeres i påfølgende kvartal.

Et tema for videre forskning kan være å utføre de samme analysene som jeg har gjort, med en ARDL bounds-testing- tilnærming. Dette for å sjekke om resultatene jeg har fått er robuste med tanke på valg av estimeringsmetode. Hvis jeg hadde hatt plass i oppgaven min, ville jeg utført denne analysen parallelt for å få mer troverdige resultater. Blant annet har en bekymring gjennom arbeidet med oppgaven vært at jeg har inkludert relativt mange dummyer, noe som kan føre til at noen av sammenhengene jeg har funnet ikke nødvendigvis stemmer med virkeligheten. Jeg har heller valgt å utføre robusthetssjekker via et underutvalg, en kausalitetsanalyse og en impulsrespons-analyse.

Videre kan det være interessant å se på hvordan boliglånsrenta påvirkes av renta på OMF. Per i dag eksisterer det ikke gode dataserier på dette området. I en videre analyse kan det være interessant å estimere en to-variabelmodell for boliglånsrenta og renta på OMF. Alternativt en større modell hvor flere sider av bankenes finansieringskostnader inkluderes. For eksempel pengemarkedsrenta, OMF og innskuddsrenta.

Av begrensninger i oppgaven min kan jeg nevne bruk av kvartalsdata. Som nevnt gjør dette at det er vanskelig å fange opp de helt kortsiktige endringene, sammenlignet med for eksempel månedlig data. En annen ulempe med oppgaven min er at jeg kan ha inkludert for mange dummyer, som kan føre til lineære sammenhenger som ikke eksisterer. Resultatene mine bør av den grunn tolkes med forsiktighet.

Oppsummert viser resultatene fra analysene mine at pengepolitikken fungerer effektivt i Norge. På kort sikt kan Norges Bank til en viss grad kontrollere boliglånsrenta ved å endre på styringsrenta. På lang sikt er det et ett-til-ett-forhold mellom endringer i styringsrenta og endringer i boliglånsrenta. Isolert sett, slår en endring i styringsrenta raskt ut i pengemarkedsrenta. Videre er gjennomslaget fra pengemarkedsrenta til boliglånsrenta noe mindre effektivt, noe som fremkommer av både impulsresponsanalysen og av det kortsiktige gjennomslaget i feiljusteringsmodellen.

Referanser

- Bank of International Settlement (BIS). (u.d.). *The Basel Framework*. Hentet 27 mai 2020 fra https://www.bis.org/basel_framework/index.htm?m=3%7C14%7C697
- Bernhardsen, T. (2012). *Sammenhengen mellom styringsrenten og penge-markedsrentene: 2007-2012*. Aktuell kommentar, Norges Bank. Hentet 13. mai 2020 fra https://www.norges-bank.no/globalassets/upload/publikasjoner/aktuell-kommentar/2012/aktuell_kommentar_2_2012_rev.pdf
- Box, G.E. & Pierce, D.A. (1970). Distribution of Residual Autocorrelations in Autoregressive-Integrated Moving Average Time Series Models. *Journal of the American Statistical Association*, 65(332), 1509-1526.
- Cottarelli, C. & Kourelis, A. (1994). Financial Structure, Bank Lending Rates, and the Transmission Mechanism of Monetary Policy. *Staff papers, International Monetary Fund*, 41, 587-623. Hentet 13. mai 2020 fra <https://www.jstor.org/stable/3867521>
- Danske Bank. (u.d.). *Reguleringer i banknæringen*. Hentet 27. mai 2020 fra <https://danskebank.no/bedrift/kundeservice/min-bedrift/hvorfor-stiller-vi-spoersmaal>
- De Bondt, G. (2002). Retail Bank Interest Rate Pass-Through: New Evidence at the Euro Area Level. *ECB Working Series*(136). Hentet 15. mai 2020 fra <https://www.ecb.europa.eu/pub/pdf/scpwps/ecbwp136.pdf>
- Doornik, D.F., Jurgen A og Hendry. (2013). *Modelling Dynamic Systems - PcGive 14: Volume II* (6. utg.).
- Enders, W. (2015a). *Applied econometric time series* (4. utg.). Alabama: Wiley.
- Enders, W. (2015b). *Supplementary Manual to Accompany Applied Economic Time series* (4. utg.). Alabama: Wiley.
- European Central Bank. (u.d.). *Economic and Monetary Union (EMU)*. Hentet 20. april 2020 fra <https://www.ecb.europa.eu/ecb/history/emu/html/index.en.html>
- Finans Norge. (2015). Hvordan fastsetter bankene sine utlånsrenter. *Notat, Finans Norge*.
- Finansdepartementet. (2013). *Nye kapitalkrav til norske banker: Lovforslag om gjennomføring av Basel III/CRD IV-reglene i Norge*. Hentet 29. juni 2020 fra https://www.regjeringen.no/contentassets/0e48b95ffe534fef97fe27555e623cad/presentasjon_2203.pdf
- Finanstilsynet. (2013). Kaptialbuffer. *Forskriftsforslag*. Hentet 29. mai 2020 fra <https://www.regjeringen.no/contentassets/822a3105c5a94031bfbb7cd4eccbe75b/kapitalbuffer.pdf>
- Giles, D. (2011). *Var or Vecm When Testing for Granger Causality?* Hentet 28. mai 2020 fra <https://davegiles.blogspot.com/2011/10/var-or-vecm-when-testing-for-granger.html>

- Harbo, N.-J.H. & Welz, P. (2011). Interest Rate Pass-Through During the Global Financial Crisis: The Case of Sweden. *OECD Economics Department, Working Paper, No. 855*.
- Hennecke, P. (2017). The Interest Rate Pass-Through in the Low Interest Rate Environment: Evidence from Germany. *Thünen-Series of Applied Economic Theory - Working Paper 151*. Hentet 1. juni 2020 fra <https://www.econstor.eu/handle/10419/157232>
- Hoff, E. (2011). Bankers likviditet og finansiering. *Penger og kreditt*, 23-29. Hentet 1. juni 2020 fra https://www.norges-bank.no/contentassets/72cd4e2718904fb4a3dc68bab0ff4bf1/bankers_likviditet_og_finansiering.pdf
- Hoyle, R.H. (2012). *Handbook of Structural Equation Modeling*. Guilford Press.
- Hungnes, H. (2012). Dokumentasjon av en ny relasjon for rammelånsrenten i KVARTS og MODAG. *Notat SSB*. Hentet 1. juni 2020 fra <https://www.ssb.no/nasjonalregnskap-og-konjunkturer/artikler-og-publikasjoner/dokumentasjon-av-en-ny-relasjon-for-rammelaansrenten-i-kvarts-og-modag>
- Juselius, K. (2006). *The Cointegrated VAR Model: Methodology and Applications* (1. utg., vol. 1). Oxford University Press.
- Lütkepohl, H. (2005). *New Introduction to Multiple Time Series Analysis* (1. utg.). Springer-Verlag.
- Nordea. (u.d.). *Forenklingen av Nordeas juridiske struktur (2016 - 2017)*. Hentet 27. mai 2020 fra <https://www.nordea.com/no/om-nordea/eierstyring-og-selskapsledelse/juridisk-struktur/nordeas-simp-legal-structure/>
- Norges Bank. (u.d.-a). *Om styringsrenten*. Hentet 21. mai 2020 fra <https://www.norges-bank.no/tema/pengepolitikk/Styringsrenten/>
- Norges Bank. (u.d.-b). *Pengepolitiske regimer i Norge etter 1816*. Hentet 21. mai 2020 fra <https://www.norges-bank.no/globalassets/upload/pengepolitikk/historikk.pdf>
- Norges Bank. (u.d.-c). *Styringsrenten månedsgjennomsnitt*. Hentet 17. april 2020 fra <https://www.norges-bank.no/tema/Statistikk/Rentestatistikk/Styringsrente-manedlig/>
- Norges Bank. (2013). Finansiell stabilitet 2013. *Norges Banks rapportserie nr. 5-2013*. Hentet 29. mai 2020 fra https://static.norges-bank.no/contentassets/2820fd5cb02340d894a44cf8c0c49ee5/finansiell_stabilitet_rapport_2013.pdf?v=03/09/2017123459&ft=.pdf
- Norges Bank. (2019a). *Det norske finansielle systemet: En oversikt*. Oslo: Forfatter.
- Norges Bank. (2019b, juni). *Utdyping om styringsrenten*. [norges-bank.no](https://www.norges-bank.no). Hentet 07.04.2020 fra <https://www.norges-bank.no/tema/pengepolitikk/Styringsrenten/>

Mer-om-styringsrenten/

- Norges Bank. (2020). *Styring av bankenes reserver - systemet i Norge*. Hentet 21. mai 2020 fra <https://www.norges-bank.no/tema/markeder-likviditet/Likviditetsstyringssystemet/Styring-av-bankenes-reserver/>
- Norske Finansielle Referanser AS. (u.d.). *Om NoRe og Nibor*. Hentet 13. mai 2020 fra <https://www.referanserenter.no/om-nore-og-nibor/>
- Pesaran, M.H., Shin, Y. & Richard, S.J. (2001). Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships. *Journal of Applied Econometrics*, 16(3), 289-326. Hentet 1. juni 2020 fra <https://doi.org/10.1002/jae.616>
- Ruppert, D. (2004). *Statistics and Finance: An Introduction*. New York: Springer.
- SSB. (2011). Økonomiske analyser 1. *Økonomiske analyser*. Hentet 29. mai 2020 fra https://www.ssb.no/a/publikasjoner/pdf/oa_201101/oa2011-1.pdf
- Stata. (u.d.). *VEC Intro - Introduction to Vector Error-Correction Models*. Hentet 21. april 2020 fra <https://www.stata.com/manuals13/tsvecintro.pdf>
- StataCorp. (2017). *Stata User's Guide: Release 15*. College Station, Texas: Stata Press.
- Tafjord, K. (2015). En dekomponering av Nibor. *Aktuell kommentar*(3). Hentet 1. juni 2020 fra <https://www.norges-bank.no/aktuelt/nyheter-og-hendelser/Signerte-publikasjoner/Aktuell-kommentar/2015/Aktuell-kommentar-32015/>
- Thomassen, E. (2018). Inflasjonsmål. *Store norske leksikon på snl.no*. Hentet 21. mai 2020 fra <https://snl.no/inflasjonsm%C3%A5l>
- Toda, H.Y. & Yamamoto, T. (1995). Statistical Inferences in Vector Autoregressions with possibly Integrated Processes. *Journal of Econometrics*, 66, 225-250. Hentet 1. juni 2020 fra [https://doi.org/10.1016/0304-4076\(94\)01616-8](https://doi.org/10.1016/0304-4076(94)01616-8)
- Verbeek, M. (2004). *A Guide to Modern Econometrics* (2. utg., vol. 1). John Wiley and Sons. Hentet 1. juni 2020 fra <https://thenigerianprofessionalaccountant.files.wordpress.com/2013/04/modern-econometrics.pdf>
- White, H. (1980). Heteroskedasticity-Consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroskedasticity. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 48, 817-838. Hentet 1. juni 2020 fra https://econpapers.repec.org/article/economet/v_3a48_3ay_3a1980_3ai_3a4_3ap_3a817-38.htm
- Woolridge, J.M. (2016). *Introductory Econometrics* (6. utg.). Boston: Cengage Learning.

Appendiks

A Primitiv VAR

Et primitivt VAR-system kan representeres ved ligning (65) og ligning (66):

$$Y_t = b_{10} - b_{12}Z_t + \gamma_{11}Y_{t-1} + \gamma_{12}Z_{t-1} + \epsilon_{yt} \quad (65)$$

$$Z_t = b_{20} - b_{21}Y_t + \gamma_{21}Y_{t-1} + \gamma_{22}Z_{t-1} + \epsilon_{zt} \quad (66)$$

Hvor Y_t og Z_t er stasjonære; begge restleddene ϵ_{yt} og ϵ_{zt} er hvit støy, med konstante varianser. Restleddsprosessene er også ukorrelerte og hvit støy.

B VAR på standardform

Ved å omskrive det primitive systemet til matriseform, får vi en VAR skrevet på kompakt form, gitt ved ligning (67).⁶⁸ Jeg multipliserer så den kompakte formen med B^{-1} .⁶⁹ og får VAR-systemet representert på standardform gitt ved ligning (69):

$$B = \begin{bmatrix} 1 & b_{12} \\ b_{21} & 1 \end{bmatrix}, x_t = \begin{bmatrix} Y_t \\ Z_t \end{bmatrix}, \Gamma_0 = \begin{bmatrix} b_{10} \\ b_{20} \end{bmatrix}, \Gamma_1 = \begin{bmatrix} \gamma_{11} & \gamma_{12} \\ \gamma_{21} & \gamma_{22} \end{bmatrix}, \epsilon_t = \begin{bmatrix} \epsilon_{yt} \\ \epsilon_{zt} \end{bmatrix}$$

$$Bx_t = \Gamma_0 + \Gamma_1 x_{t-1} + \epsilon_t \quad (67)$$

$$B^{-1}Bx_t = B^{-1}\Gamma_0 + B^{-1}\Gamma_1 x_{t-1} + B^{-1}\epsilon_t \quad (68)$$

$$x_t = A_0 + A_1 x_{t-1} + e_t \quad (69)$$

$$A_0 = B^{-1}\Gamma_0, A_1 = B^{-1}\Gamma_1, e_t = B^{-1}\epsilon_t \quad (70)$$

⁶⁸For å skrive det primitive VAR-systemet på standardform, tar jeg utgangspunkt i en førsteordens VAR, hvor variabelen Y_t kan påvirke Z_t og Z_t kan påvirke Y_t . Det betyr at hvis b_{12} (b_{21}) ikke er lik null, har sjokkvariabelen ϵ_{yz} (ϵ_{yt}) en indirekte kontemporær effekt på Y_t (Z_t). Sammenlignet med systemet gitt ved ligning 65 og ligning 66, er alle de nåværende verdiene av variablene flyttet over på venstre side i ligning 67

⁶⁹ B^{-1} er den inverse til matrisen, B. Det vil si at hvis B er en inverterbar matrise, så finnes det nøyaktig én matrise, A, slik at $BA=AB=I$. Den kalles den inverse til B, og betegnes B^{-1} I er identitetsmatrisen og kan sammenlignes med å multiplisere med tallet 1 i vanlig multiplikasjon

C Urestrikerede variabler

Variabler som er merket som «unrestricted variables» (heretter kalt urestrikerede eller umodellerte variabler) når VAR-systemet formuleres, fjernes fra systemet ved å holde dem konstante, for å estimere de andre variablene. Koeffisientene til variablene som holdes konstante, rekonstrueres etter at de resterende variablene er estimert. Urestrikerede variabler påvirker dermed ikke selve estimeringen av systemet.

D SEM og identiteter

I PcGive tar en utgangspunkt i et system uten restriksjoner, når en VAR skal modelleres (Doornik, 2013).

For å estimere en modell av systemet brukes strukturelle ligninger gitt ved simultane ligningsmodeller (SEM). Det er her mulig å formulere en modell for VAR-systemet, hvor de individuelle ligningene ikke nødvendigvis har samme antall lag og variabler, så lenge alle inkluderes i selve systemet.

Identiteter er lineære kombinasjoner av variabler lik null og lages i PcGive ved å merke identitetene som endogene variabler når systemet formuleres. Identitetene ser da ut som en ligning i systemet, men blir sett bort i fra når systemet estimeres og analyseres. Identitetene blir først hensyntatt når modellen for systemet formuleres og formuleres på samme måte som de andre ligningene. Ulikt de andre ligningene, trenger en ikke å spesifisere koeffisientene til identitetsligningen. PcGive gjør dette automatisk når ligningen estimeres.

Ved å ta utgangspunkt i et to-variabelsystem med ett lag av hver av de endogene variablene, kan systemet uttrykkes ved ligning (71) og (72):

$$y_t = a_{10} + a_{11}y_{t-1} + a_{12}z_{t-1} + e_{yt} \quad (71)$$

$$z_t = a_{20} + a_{21}y_{t-1} + a_{22}z_{t-1} + e_{zt} \quad (72)$$

$$y_t = \alpha_{10} + \alpha_{11}y_{t-1} + \alpha_{12}z_t \quad (73)$$

$$z_t = \alpha_{20} + \alpha_{22}z_{t-1} \quad (74)$$

I modellen i ligning (73) er koeffisientene a_{21} og a_{12} satt lik null. Hvor $a_{12} = \alpha_{12}x\alpha_{22}$

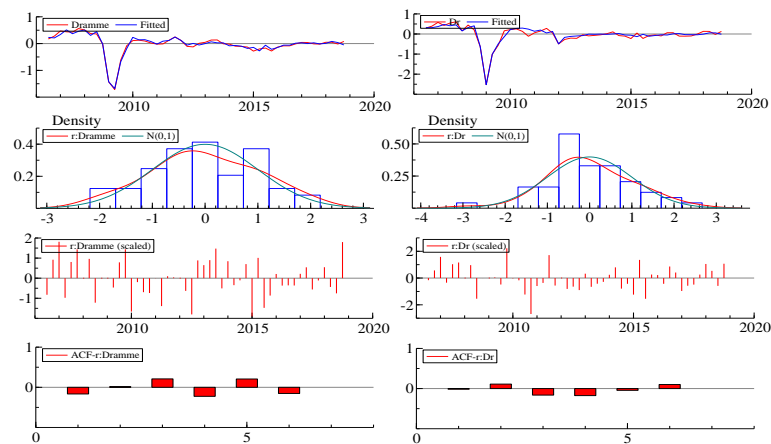
Merk at PcGive estimerer ligningen for identiteter forutsatt at $R^2 \geq 0,99$.

Identitetene er gitt ved de kointegrerende relasjonene (s. 76), og PcGive inkluderer disse når det kointegrerte VAR-systemet gjøres om til en PVAR gitt ved variable som er integrerte av grad null. Fordi en PVAR er formulert i førstedifferanser, må også de kointegrerende vektorene uttrykkes på samme måte ved å trekke fra den lagga verdien av alle variablene - på begge sider av likhetstegnet. Merk at den lagga verdien til identiteten i seg selv, flyttes til høyre side av likhetstegnet.

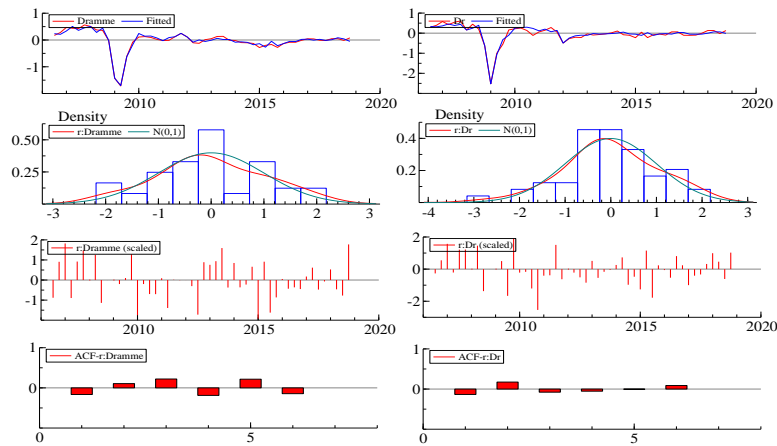
Identiteter gjør at en ikke trenger å eliminere to av førstedifferansene når det gjelder nivå og endringsformen av de kointegrerende vektorene. Det er da mulig å utføre dynamiske analyser eller dynamiske fremskrivninger av variablene.

E Tester

Figur 11: Grafisk diagnostikk PCVAR



Figur 12: Grafisk diagnostikk PCVAR2



Tabell 19: Individuelle spesifikasjonstester for VAR1 i tabell 4

Variabel	Test	Fordeling	p-verdi
ramme	Portmanteau(7)-test	$\text{Chi}^2(3) = 11,265$	[0,01]*
ramme	AR(1-4)-test	$F(4,34) = 2,041$	[0,111]
ramme	Normalitetstest	$F(4,42) = 0,262$	[0,901]
ramme	Hetero-test	$\text{Chi}^2(2) = 0,004$	[0,998]
ramme	Hetero-X-test	$F(13,32) = 0,704$	[0,745]
ramme	RESET23-test	$F(28,17) = 1,041$	[0,478]
r	Portmanteau(7)-test	$\text{Chi}^2(3) = 1,294$	[0,731]
r	AR(1-4)-test	$F(4,34) = 0,248$	[0,909]
r	Normalitetstest	$F(4,42) = 0,537$	[0,709]
r	Hetero-test	$\text{Chi}^2(2) = 1,633$	[0,442]
r	Hetero-X-test	$F(13,32) = 0,446$	[0,938]
r	RESET23-test	$F(28,17) = 0,346$	[0,994]

Note: Parametere etterfulgt av * er signifikant til 5 % signifikansnivå

Tabell 20: Individuelle spesifikasjonstester for CVAR i tabell 8

Variabel	Test	Fordeling	p-verdi
Dramme	AR 1-4 test	$F(4,36) = 1,9936$	[0,116]
Dramme	ARCH 1-4 test	$F(4,42) = 0,39493$	[0,811]
Dramme	Normalitetstest	$\text{Chi}^2(2) = 0,37532$	[0,829]
Dramme	Hetero test	$F(11,34) = 0,66608$	[0,76]
Dramme	Hetero-X test	$F(21,24) = 0,81082$	[0,684]
Dr	AR 1-4 test	$F(4,36) = 0,32517$	[0,859]
Dr	ARCH 1-4 test	$F(4,42) = 0,49340$	[0,741]
Dr	Normalitetstest	$\text{Chi}^2(2) = 1,6917$	[0,429]
Dr	Hetero test	$F(11,34) = 0,59545$	[0,819]
Dr	Hetero-X test	$F(21,24) = 0,29259$	[0,997]
BIC:	-2,899		
AIC:	-3,664		

Tabell 21: Individuelle spesifikasjonstester for PCVAR i tabell 8

Variabel	Test	Fordeling	p-verdi
Dramme	AR 1-4 test	$F(4,36) = 2,2556$	[0,082]
Dramme	ARCH 1-4 test	$F(4,42) = 0,68051$	[0,609]
Dramme	Normalitetstest	$\text{Chi}^2(2) = 0,18317$	[0,913]
Dramme	Hetero test	$F(11,34) = 0,88330$	[0,565]
Dramme	Hetero-X test	$F(21,24) = 0,91161$	[0,582]
Dr	AR 1-4 test	$F(4,39) = 0,97673$	[0,431]
Dr	ARCH 1-4 test	$F(4,42) = 1,3711$	[0,260]
Dr	Normalitetstest	$\text{Chi}^2(2) = 2,3789$	[0,304]
Dr	Hetero test	$F(5,40) = 1,4076$	[0,242]
Dr	Hetero-X test	$F(6,39) = 1,3226$	[0,27]
BIC	-2,9783		
AIC	-3,6364		

Tabell 22: Vektortester for PCVAR i tabell 8

Test	Fordeling	p-verdi
SEM-AR(1-4)-test	$F(16,66) = 0,86594$	[0,609]
Normalitetstest	$\text{Chi}^2(4) = 2,8508$	[0,583]
Heterotest	$F(33,94) = 1,3053$	[0,161]
Hetero-X-test	$F(63,66) = 0,89130$	[0,677]

Tabell 23: **Individuelle spesifikasjonstester for PCVAR1 i tabell 8**

Variabel	Test	Fordeling	p-verdi
Dramme	AR 1-4 test	$F(4,36) = 2,9349$	[0,034]*
Dramme	ARCH 1-4 test	$F(4,42) = 0,61333$	[0,655]
Dramme	Normalitetstest	$\text{Chi}^2(2) = 0,041266$	[0,98]
Dramme	Hetero test	$F(11,34) = 0,76275$	[0,673]
Dramme	Hetero-X test	$F(21,24) = 0,92574$	[0,568]
Dr	AR 1-4 test	$F(4,40) = 0,71541$	[0,586]
Dr	ARCH 1-4 test	$F(4,42) = 1,1626$	[0,341]
Dr	Normalitetstest	$\text{Chi}^2(2) = 0,80883$	[0,667]
Dr	Hetero test	$F(3,42) = 2,6019$	[0,065]
Dr	Hetero-X test	$F(3,42) = 2,6019$	[0,065]
BIC	-2,9902		
AIC	-3,6020		

Note: Parametere etterfulgt av * er signifikant til 5 % signifikansnivå

Tabell 24: **Vektortester for PCVAR1 i tabell 8**

Tester	Fordeling	p-verdi
SEM-AR(1-4)-test	$F(16,66) = 0,95500$	[0,514]
Normalitetstest	$\text{Chi}^2(4) = 1,8516$	[0,763]
Hetero-test	$F(33,94) = 1,3945$	[0,090]
Hetero-X-test	$F(63,66) = 0,97515$	[0,539]

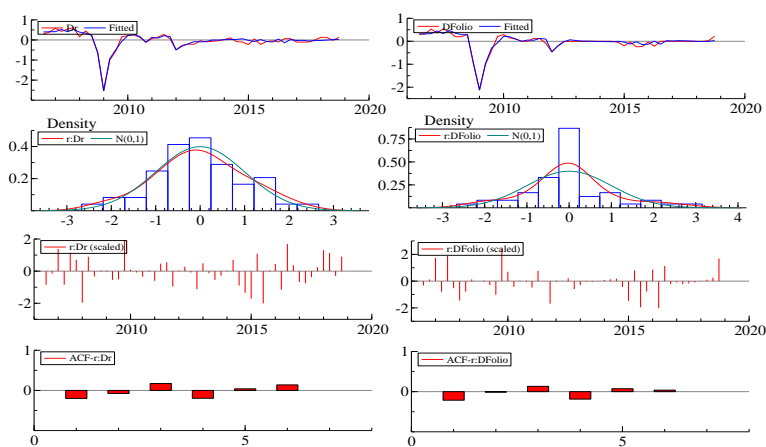
Tabell 25: **Individuelle spesifikasjonstester for PCVAR2 i tabell 8**

Variabel	Test	Fordeling	p-verdi
Dramme	AR(1-4)-test	$F(4,37) = 1,8565$	[0,139]
Dramme	ARCH(1-4)-test	$F(4,42) = 0,84663$	[0,504]
Dramme	Normalitetstest	$\text{Chi}^2(2) = 0,11627$	[0,944]
Dramme	Hetero-test	$F(9,36) = 1,9365$	[0,078]
Dramme	Hetero-X test	$F(15,30) = 1,4865$	[0,173]
Dr	AR(1-4)-test	$F(4,40) = 0,71540$	[0,586]
Dr	ARCH(1-4)-test	$F(4,42) = 1,1626$	[0,341]
Dr	Normalitetstest	$\text{Chi}^2(2) = 0,80883$	[0,667]
Dr	Hetero-test	$F(3,42) = 2,6019$	[0,065]
Dr	Hetero-X-test	$F(3,42) = 2,6019$	[0,065]
BIC	-3,026		
AIC	-3,60		

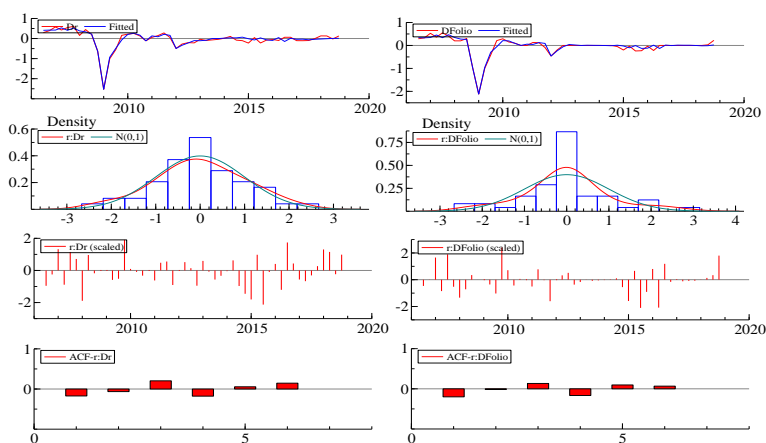
Tabell 26: Vektortester for PCVAR2 i tabell 8

Test	Fordeling	p-verdi
SEM-AR(1-4)-test	$F(16,68) = 1,0183$	[0,449]
Normalitetstest	$\text{Chi}^2(4) = 2,0252$	[0,731]
Hetero-test	$F(27,99) = 1,3229$	[0,161]
Hetero-X-test:	$F(45,83) = 1,1629$	[0,273]

Figur 13: Grafisk diagnostikk CVAR2



Figur 14: Grafisk diagnostikk PCVAR3



Tabell 27: **Individuelle spesifikasjonstester VAR2 for i tabell 12**

Variabel	Test	Fordeling	p-verdi
r	Portmanteau(6)-test	$\text{Chi}^2(3) = 9,851$	[0,020]*
r	AR(1-4)-test	$F(4,33) = 3,102$	[0,028]*
r	ARCH(1-4)-test	$F(4,42) = 0,434$	[0,783]
r	Normalitets-test	$\text{Chi}^2(2) = 0,581$	[0,748]
r	Hetero-test	$F(14,31) = 1,604$	[0,134]
r	Hetero-X-test	$F(29,16) = 2,189$	[0,051]
folio	Portmanteau(6)-test)	$\text{Chi}^2(3) = 7,481$	[0,058]
folio	AR(1-4)-test	$F(4,33) = 1,820$	[0,149]
folio	ARCH(1-4)-test	$F(4,42) = 0,166$	[0,954]
folio	Normalitetstest	$\text{Chi}^2(2) = 2,455$	[0,293]
folio	Hetero-test	$F(14,31) = 2,224$	[0,031]*
folio	Hetero-X-test	$F(29,16) = 1,274$	[0,311]
BIC	-2,419		
AIC	-3,413		

Note: Parametere etterfulgt av * er signifikant til 5 % signifikansnivå

Tabell 28: **Individuelle spesifikasjonstester for CVAR2 i tabell 16**

Variabel	Test	Fordeling	p-verdi
Dr	AR(1-4)-test	$F(4,35) = 1,179$	[0,337]
Dr	ARCH(1-4)-test	$F(4,42) = 0,165$	[0,955]
Dr	Normalitetstest	$\text{Chi}^2(2) = 0,124$	[0,940]
Dr	Hetero-test	$F(12,33) = 1,466$	[0,187]
Dr	Hetero-X-test	$F(22,23) = 1,823$	[0,08]
Dfolio	AR(1-4)-test	$F(4,35) = 1,101$	[0,372]
Dfolio	ARCH(1-4)test	$F(4,42) = 0,388$	[0,816]
Dfolio	Normalitetstest	$\text{Chi}^2(2) = 5,316$	[0,070]
Dfolio	Hetero-test	$F(12,33) = 2,328$	[0,027]*
Dfolio	Hetero-X-test	$F(22,23) = 1,407$	[0,211]
BIC	-2,594		
AIC	-3,114		

Note: Parametere etterfulgt av * er signifikant til 5 % signifikansnivå

Tabell 29: **Vektortester for CVAR2 i tabell 16**

Test	Fordeling	p-verdi
SEM-AR(1-4)-test	$F(16,60) = 1,109$	[0,368]
Normalitetstest	$\text{Chi}^2(4) = 2,486$	[0,647]
Hetero-test	$F(36,92) = 1,319$	[0,147]
Vektor hetero-X-test	$F(66,63) = 1,146$	[0,294]

Tabell 30: **Individuelle spesifikasjonstester for PCVAR3 i tabell 16**

Variabel	Test	Fordeling	p-verdi
Dr	AR(1-4)-test	$F(4,35) = 1,276$	[0,298]
Dr	ARCH(1-4)-test	$F(4,42) = 0,190$	[0,942]
Dr	Normalitetstest	$\text{Chi}^2(2) = 0,202$	[0,904]
Dr	Hetero-test	$F(12,33) = 1,25$	[0,290]
Dr	Hetero-X-test	$F(22,23) = 1,503$	[0,170]
Dfolio	AR(1-4)-test	$F(4,36) = 1,036$	[0,402]
Dfolio	ARCH(1-4)-test	$F(4,42) = 0,470$	[0,757]
Dfolio	Normalitetstest	$\text{Chi}^2(2) = 5,170$	[0,075]
Dfolio	Hetero-test	$F(10,35) = 2,227$	[0,039]*
Dfolio	Hetero-X-test	$F(16,29) = 1,284$	[0,271]
BIC	-2,658		
AIC	-3,461		

Note: Parametere etterfulgt av * er signifikant til 5 % signifikansnivå

Tabell 31: **Vektortester for PCVAR3 i tabell 16**

Test	Fordeling	p-verdi
SEM-AR(1-4)-test	$F(16,62) = 1,175$	[0,313]
Normalitetstest	$\text{Chi}^2(4) = 2,00$	[0,736]
Heterotest	$F(36,92) = 1,216$	[0,226]
Hetero-X-test	$F(66,63) = 1,056$	[0,415]

Tabell 32: **Individuelle spesifikasjonstester for PCVAR4 i tabell 16**

Variabel	Test	Fordeling	p-verdi
Dr	AR(1-4)-test	$F(4,35) = 1,252$	[0,307]
Dr	ARCH(1-4)-test	$F(4,42) = 0,152$	[0,961]
Dr	Normalitetstest	$\text{Chi}^2(2) = 0,397$	[0,820]
Dr	Hetero-test	$F(12,33) = 1,438$	[0,199]
Dr	Hetero-X-test	$F(22,23) = 1,676$	[0,113]
Dfolio	AR(1-4)-test	$F(4,38) = 0,789$	[0,540]
Dfolio	ARCH(1-4)-test	$F(4,42) = 0,410$	[0,801]
Dfolio	Normalietstest	$\text{Chi}^2(2) = 7,283$	[0,026]*
Dfolio	Hetero-test	$F(6,26) = 0,357$	[0,900]
Dfolio	Hetero-X-test	$F(7,25) = 0,374$	[0,909]
BIC	-2,803		
AIC	-3,529		

Note: Parametere etterfulgt av * er signifikant til 5 % signifikansnivå

Tabell 33: **Vektortester for PCVAR4 i tabell 16**

Test	Fordeling	p-verdi
SEM-AR(1-4)-test	$F(16,64) = 0,994$	[0,474]
Normalitetstest	$\text{Chi}^2(4) = 2,608$	[0,625]
Hetero-test	$F(36,92) = 1,306$	[0,155]
Hetero-X-test	$F(66,63) = 1,084$	[0,375]

