

Forord:

Da er min masteroppgave ferdig og levert, og det skjedde endelig (3 måneder etter jeg i utgangspunktet håpet å levere). Jeg vil først takke veilederen min for denne masteroppgaven: Ragnar Torvik. Takk for at du alltid var tilgjengelig for å svare på spørsmål, uansett om det var midt på sommeren eller en fredagskveld når innleveringsfristen nærmet seg. Jeg vil også takke foreldrene mine for at de alltid er der for meg, uansett hva jeg trenger hjelp med, og uten hjelpen fra dere vet jeg ikke om jeg hadde kunnet fullføre denne graden.

- Njål Lindberg

Sammendrag

I denne oppgaven ønsket jeg å finne ut av om den nøytrale renten i Norge har falt siden 1980. Den nøytrale renten defineres som det realrentenivået som over en konjunktursykel vil gi lukket produksjonsgap og konstant inflasjon. Jeg finner at den nøytrale renten i Norge blir kraftig påvirket av utviklingen i den nøytrale renten globalt, ettersom Norge er en liten åpen økonomi. Den norske nøytrale renten vil allikevel ikke nødvendigvis være identisk med den globale nøytrale renten, ettersom økonomiske faktorer innad i landet også vil påvirke den norske nøytrale renten. Basert på teori om hva som påvirker den nøytrale renten og empiriske resultater som forklarer hvorfor realrenten har falt siden 1980 konkluderer jeg med at den globale nøytrale renten har falt siden 1980. Estimaten mine viser det samme for Norge, nemlig at den nøytrale renten i Norge har falt fra rundt 4% i 1980 til 1-1,5% i 2017. Årsaken til dette fallet i den norske nøytrale renten er både at den blir dratt ned av internasjonale faktorer (avtakende vekst i potensiell produksjon, økt ønsket sparing og redusert ønsket investering globalt sett) og av nasjonale faktorer (avtakende vekst i potensiell produksjon og avtakende aktivitetsnivå i oljesektoren). Jeg forventer en liten økning i de nøytrale rentene over de kommende årene som følge av passerende trender, men jeg tror de norske nøytrale rentene vil holde seg betydelig lavere enn de var i 1980 i lang tid fremover.

Abstract

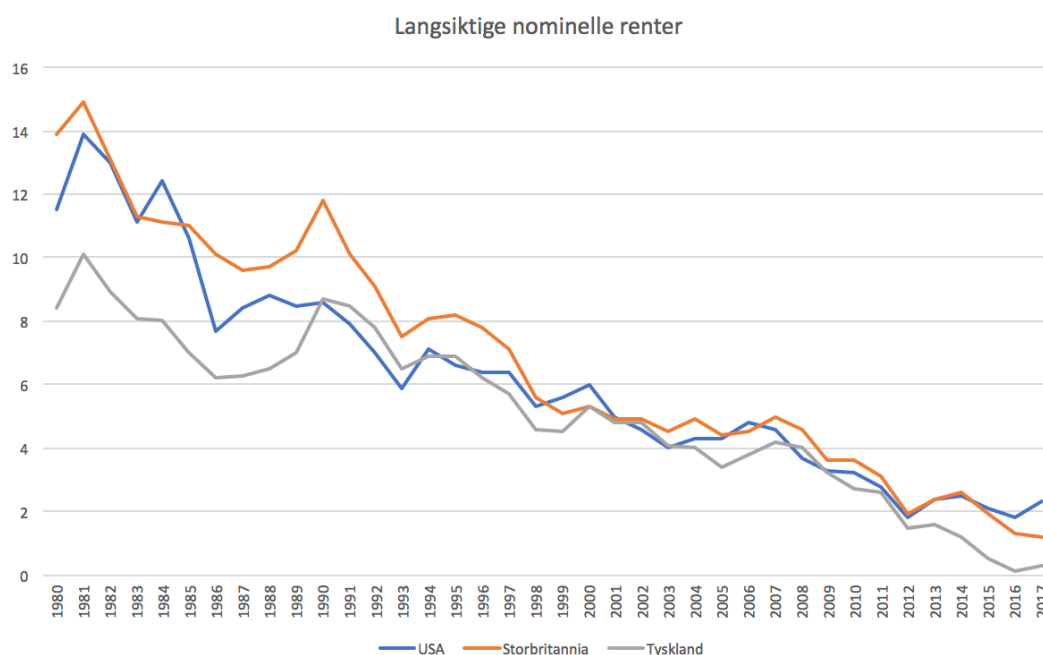
In this thesis, I wanted to find if the neutral rate of interest had fallen in Norway since 1980. The neutral rate of interest is defined as the real interest rate level that is consistent with a closed output gap and constant inflation over a business cycle. As a result of Norway being a small and open economy I find that the Norwegian neutral rate of interest is strongly influenced by the development of the global neutral interest rate. The Norwegian neutral rate of interest will not necessarily be identical to the global neutral rate of interest, as economic factors in Norway will influence the Norwegian neutral rate of interest as well. Based on theory about which economic factors influence the neutral rate and empirical data on which factors caused the fall in the real rate of interest since 1980 I find that the global neutral rate of interest has fallen since 1980. My estimations find the same results for Norway. The Norwegian neutral rate of interest has fallen from around 4% in 1980 to about 1-1,5% in 2017. The reason for this fall is both a reduction in the global neutral rate of interest (caused by a decrease in the growth of potential output, increased demand for saving, and reduced demand for investment) and because of domestic factors (decrease in the growth of potential output and reduced activity in the oil sector). I expect a small increase in the Norwegian neutral rate of interest in the coming years as some of the cyclical trends passes, but I believe that the Norwegian neutral rate of interest will stay significantly lower than they were in 1980 for a long time to come.

KAPITTEL 1: INNLEDNING	1
KAPITTEL 2: DEN NØYTRALE RENTEN	5
2.1: HVA ER DEN NØYTRALE RENTEN, OG HVORFOR ER DEN VIKTIG?	5
2.2: HVILKE FAKTORER PÅVIRKER DEN NØYTRALE RENTEN?	9
2.3: HVORDAN BESTEMMES DEN NØYTRALE RENTEN I EN LITEN ÅPEN ØKONOMI?	17
KAPITTEL 3: REALRENTEN	21
3.1: HVORFOR HAR DEN GLOBALE REALRENTEN FALT?	21
3.1.1: ØKONOMISK VEKST (PÅ TEKNOLOGIFRONTEN)	22
3.1.2: ØKT ØNSKET SPARING	24
3.1.3: REDUSERT INVESTERINGSETTERSØRSEL I AE	27
3.1.4: ENDRINGER I TILBUD/ETTERSØRSEL ETTER RISIKOFRIE AKTIVA	27
3.1.5: ØKNING I KREDITTSREADEN	28
3.2: HAR REALRENTEN FALT I NORGE OGSÅ, OG HVA KAN VÆRE ÅRSAKENE TIL DETTE?	29
KAPITTEL 4: TIDLIGERE ESTIMATER FOR DEN NØYTRALE RENTEN I NORGE	33
KAPITTEL 5: ESTIMERINGSMETODER FOR DEN NØYTRALE RENTEN I NORGE	37
5.1: VALG AV MODELLER	37
5.2: DMM-MODELLEN	38
5.3: HLW-MODELLEN	39
5.3.1: TEORETISK GRUNNLAG	39
5.3.2: ESTIMERINGSMETODE	42
KAPITTEL 6: ESTIMERINGSRESULTATER FOR DEN NØYTRALE RENTEN I NORGE	47
6.1: DMM-MODELLEN	47
6.1.1: DATA BRUKT:	47
6.1.2: RESULTATER FRA DMM-MODELLEN:	48
6.2: HLW-MODELLEN	50
6.2.1: DATA BRUKT:	50
6.2.2: RESULTATER FRA HLW-MODELLEN:	51
KAPITTEL 7: DRØFTING: HAR DEN NØYTRALE RENTEN I NORGE FALT SIDEN 1980-TALLET?	59
KAPITTEL 8: KONKLUSJON	67
REFERANSELISTE	69
VEDLEGG	75

Kapittel 1: Innledning

Siden 1980-tallet har nominelle renter på verdensbasis falt kraftig, graf 1.1 nedenfor viser hvordan langsiktige nominelle renter i USA, Storbritannia og Tyskland har endret seg siden 1980 (OECD, 2018i). Dette fallet i nominelle renter er ikke bare noe vi opplever i den vestlige verden, men også de fremvoksende markedene (heretter omtalt som EME) har opplevd tilsvarende over samme tidsperiode (Rachel og Smith, 2015).

Graf 1.1: Langsiktige nominelle renter i USA, Storbritannia og Tyskland



Hva er så årsaken til dette fallet? Gitt at nominelle renter kan sies å være summen av realrenter pluss inflasjonsforventninger (IMF, 2014) kunne det vært reduserte inflasjonsforventninger. Rachel og Smith (2015) finner at inflasjonen falt litt i starten av perioden, noe som kunne ført til reduserte inflasjonsforventninger, men i størstedelen av de siste tiårene har inflasjonen globalt holdt seg relativt stabil. Fallet kan dermed ikke forklares helt ut ifra reduserte inflasjonsforventninger. Dermed ser det ut til at realrentene har falt.

En annen teori er at rentene har falt grunnet ekspansiv pengepolitikk fra sentralbankene. Dette ser ikke ut til å være riktig svar ettersom inflasjonen som sagt har vært stabil mesteparten av perioden, og det har heller ikke vært noen overdreven etterspørselsvekst på tross av reduserte renter (Rachel og Smith, 2015).

På verdensbasis estimeres det at de nøytrale rentene har falt (Holston, Laubach & Williams, 2017a). For Norge er det få estimater av den nøytrale renten, og de som eksisterer

er som regel en del år gamle. Jeg ønsker å bruke nyere metoder for å estimere om den nøytrale renten har falt i Norge også. Problemstillingen min er dermed: ”Har den nøytrale renten i Norge falt siden 1980?”.

Denne oppgaven vil være en empirisk analyse av den nøytrale renten i Norge, og jeg vil bruke både norske og internasjonale data til å estimere modeller for den nøytrale renten i Norge. Jeg vil også sammenligne de estimerte resultatene med empiriske resultater og ledende teorier innenfor nøytral rente.

Opgaven består av åtte kapitler, og i neste kapittel vil jeg legge frem det teoretiske grunnlaget jeg bruker for min analyse av den nøytrale renten. Jeg vil da først definere den nøytrale renten og forklare hvorfor den er viktig for utformingen av pengepolitikken. Deretter vil jeg se på faktorene som påvirker den nøytrale renten og hvordan renten i en liten åpen økonomi som Norge påvirkes av det globale rentenivået.

I kapittel tre vil jeg se på empiriske resultater knyttet til fallet i realrentene både globalt og i Norge. Jeg ønsker da å se om faktorene som skal ha forårsaket fallet i realrentene er de samme faktorene som jeg i kapittel 2 har funnet at har stor påvirkningskraft på den nøytrale renten. I tillegg ønsker jeg å se på tidsperspektivet rundt endringene i disse faktorene, er det snakk om midlertidige endringer slik at vi kan forvente høyere renter i fremtiden, eller er det snakk om varige endringer?

Kapittel fire brukes til å se på tidligere estimater av den nøytrale renten i Norge. Jeg vil se både på metodene som er brukt og resultatene de kommer frem til. Dette vil la meg sammenligne resultatene jeg estimerer selv med tidligere estimater av den norske nøytrale renten.

I kapittel fem begrunner jeg valgene mine av modeller, og viser hvordan de kan brukes til å estimere den nøytrale renten i Norge. Den ene modellen jeg vil bruke er fra Holston et al. (2017a) og er en modell i state-space form som brukes til å estimere både ukjente variabelverdier ved hjelp av kalmanfilteret og parameterverdier ved hjelp av maximum likelihood. Den andre modellen er en modell på endringsform fra Mendes (2014). Den har faste parameterverdier, og bruker utviklingen i global nøytral rente, endring i veksten til potensiell produksjon og endring i rentespredningen til å estimere hvordan nasjonal nøytral rente har endret seg over tid.

I kapittel seks forklarer jeg først datagrunnlagene jeg har brukt til å estimere mine to modeller. Deretter presenterer jeg resultatene fra de to estimeringene, og tolker de ulike resultatene.

I kapittel syv knytter jeg sammen alle de tidligere kapitlene. Jeg ser først på konklusjonene fra kapittel 2 og 3, og jeg vil da se om det å koble sammen teori og empiriske resultater vil gi et bilde av om den nøytrale renten i Norge har falt eller ikke. Jeg vil så sammenligne min konklusjon basert på teori/empiri med resultatene fra de tidligere estimeringene for Norge presentert i kapittel 4. Stemmer konklusjonen min overens med de tidligere estimatene? Jeg vil så gjøre det samme for mine egne estimerte resultater fra kapittel seks, er resultatene det jeg kunne forventet basert på informasjonen fra kapittel to, tre og fire? Dersom det er betydelige avvik mellom mine estimerte resultater og det jeg kunne forventet basert på teori/empiri og tidligere estimeringer må jeg se på hva som kan være årsaken til dette. Forhåpentligvis finner jeg at resultatene fra mine estimeringer stemmer overens med både teori/empiri og tidligere estimater, og jeg vil da kunne konkludere om den nøytrale renten har falt eller ikke.

I kapittel åtte oppsummerer jeg de viktigste funnene mine fra de tidligere kapitlene, besvarer problemstillingen min og ser litt på hva den naturlige veien videre ville vært videre angående estimering av den nøytrale renten i Norge.

Kapittel 2: Den nøytrale renten

2.1: Hva er den nøytrale renten, og hvorfor er den viktig?

I løpet av de siste årene har begrepene nøytralt rentenivå og naturlig rentenivå vært et tema i mange vitenskapelige artikler. Enkelte av artiklene velger å skille mellom de to rentebegrepene, men det kan variere hva som brukes til å differensiere mellom de to. I de fleste artiklene uttrykkes det imidlertid at det er to ulike begreper som egentlig har samme betydning. Jeg velger å tolke de to begrepene som synonyme, og vil i denne oppgaven bruke begrepet nøytral rente (og det betyr da det samme som naturlig rente).

Begrepet naturlige renter ble originalt presentert (på tysk) av Knut Wicksell i boken «Interest and prices» i 1898. Den naturlige renten ble definert som det rentenivået som holdt prisnivået stabilt (Lubik & Matthes, 2015). Over tid utviklet dette seg til å bli den nøytrale renten, og definisjonen jeg bruker på den nøytrale renten er det realrentenivået som gir lukket produksjonsgap og konstant inflasjon lik inflasjonsmålet (Mendes, 2014).

Produksjonsgap og potensiell produksjon er begreper som er viktige å definere for å kunne analysere hva den nøytrale renten er og hva som driver den. Potensiell produksjon defineres av Hagelund (2016, side 3) som «..nivået på aktiviteten i økonomien når alle innsatsfaktorer er fullt og opprettholdbart utnyttet». En enkel forklaring er at potensiell produksjon er produksjonsnivået et land vil ha dersom alle produksjonsfaktorer utnyttes normalt, det vil si fravær av midlertidige trender som har en positiv eller negativ effekt på produksjonen. Nivået på potensiell produksjon vil i stor grad avhenge av mengden kapital og arbeidskraft et land har, og produktiviteten til disse innsatsfaktorene (Hagelund, 2016). Produksjonsgapet er forskjellen mellom faktisk produksjon og potensiell produksjon. Et produksjonsgap kan være både positivt (dersom faktisk produksjon er større enn potensiell produksjon) eller negativt (dersom faktisk produksjon er mindre enn potensiell produksjon) (Archibald & Hunter, 2001).

Som nevnt tidligere eksisterer det flere ulike definisjoner på nøytral rente, og en av tingene som ofte skiller mellom definisjonene er hvilken tidshorisont vi vurderer den nøytrale renten over. Når den nøytrale renten skal estimeres er det ofte enten med kortsiktig eller mellomlang tidshorisont. Den kortsiktige nøytrale renten defineres som det rentenivået som gir lukket produksjonsgap i hver periode (Woodford, 2003). Jeg definerer den mellomlange nøytrale renten som rentenivået som over en konjunktursyklus vil gi lukket produksjonsgap og stabil inflasjon (Bergo, 2003; Bernhardsen, 2005; Rachel & Smith, 2015; Basdevant, Björkstén & Karagedikli, 2004).

Den mellomlange nøytrale renten vil ifølge Rachel og Smith (2015) bestemmes ut ifra tre faktorer. Disse tre faktorene er den langsiktige nøytrale renten, vedvarende økonomiske vinder og kortsiktige sykliske faktorer. Den langsiktige nøytrale renten er det samme som den langsiktige likevektsrenten, og drives hovedsakelig av strukturelle endringer i økonomien (Bernhardsen & Gerdrup, 2006). De vedvarende økonomiske vindene kan vare i flere år (eller til og med tiår), men vil passere etterhvert. De kortsiktige sykliske faktorene kan eksempelvis være endringer i forventninger, men disse forventes å passere raskere enn de vedvarende økonomiske vindene (Rachel & Smith, 2015). Basert på definisjonen av den kortsiktige nøytrale renten som brukes i denne oppgaven kan den sies å bli påvirket av de samme tre faktorene, men effekten av en endring i en faktor er ikke nødvendigvis identisk som hos den mellomlange nøytrale renten. Ettersom den kortsiktige nøytrale renten er realrenten som på periodebasis vil gi lukket produksjonsgap, så vil den bli kraftig påvirket av kortsiktige sjokk. Dersom et sjokk gjør at realrentenivået som gir lukket produksjonsgap et kvartal øker med 1 prosentpoeng, så vil den kortsiktige nøytrale renten det kvartalet øke med 1 prosentpoeng. Den mellomlange nøytrale renten gir derimot lukket produksjonsgap over en konjunktursykel¹, og den tilsvarende effekten av sjokket på den mellomlange nøytrale renten vil da være en minimal økning i den mellomlange nøytrale renten for hele perioden. Vi kan si at selv om begge rentenivåene påvirkes av alle de tre faktorene, så vil den kortsiktige nøytrale renten i større grad være drevet av midlertidige sjokk og kortsiktige trender, mens den mellomlange nøytrale renten hovedsakelig vil bli drevet av de mer vedvarende økonomiske vindene og strukturelle endringer i økonomien (selv om kortsiktige sjokk også har en effekt).

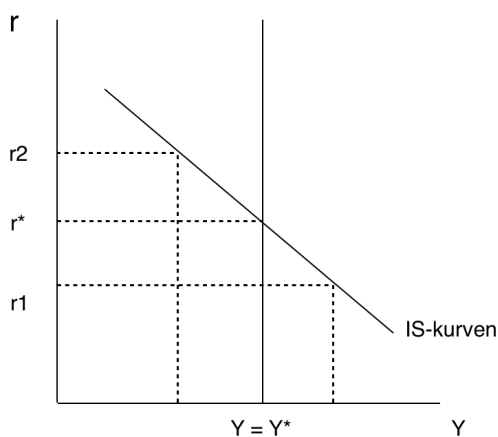
Det kan være nyttig for sentralbanken å vite nivået på både kortsiktig og mellomlang nøytral rente. Gitt denne oppgavens definisjon på kortsiktig nøytral rente vil en realrente høyere den kortsiktige nøytrale renten i en gitt periode bety at realrenten har en kontraktiv effekt på økonomien den perioden. Tilsvarende vil en lavere realrente ha en ekspansiv effekt den perioden. Dersom sentralbanken vet nivået på den kortsiktige nøytrale renten for en gitt periode kan de altså se om realrentenivået har en kontraktiv eller ekspansiv effekt på økonomien i den perioden. Dersom sentralbanken vet nivået på den mellomlange nøytrale renten kan det brukes til å vurdere om pengepolitikken som føres er ekspansiv eller kontraktiv over tid (Mendes, 2014). Jeg vil i resten av denne oppgaven hovedsakelig fokusere på den mellomlange nøytrale renten (heretter bare kalt den nøytrale renten). Årsaken til dette er at det

¹ Ifølge Everts (2006) kan en konjunktursykel i Storbritannia vare i opptil 49 kvartaler, og hvis vi antar relativt like resultater for Norge kan vi si at en konjunktursykel varer i opptil 12 år.

er tidshorizonten på de nøytrale rentene som er viktigst for utforming og vurdering av pengepolitikk. (Mendes, 2014; Arestis & Chortareas, 2007).

Den nøytrale renten kan illustreres ved hjelp av en IS-kurve. IS-kurven («Investment-Saving»-kurven) viser den samlede etterspørselen i økonomien. I en graf med rentenivå på Y-aksen og produksjon/BNP på X-aksen vil kurven være fallende ettersom redusert rentenivå bidrar til å øke etterspørselen gjennom billigere investeringer og reduserte alternativkostnader av konsum (Amighini, Blanchard & Giavazzi, 2013). I grafen under er den potensielle produksjonen representert ved en vertikal strek ettersom nivået på den potensielle produksjonen ikke avhenger av rentenivået. (Hammerstrøm & Lønning, 2000).

Graf 2.1: Den nøytrale renten illustrert ved hjelp av en IS-kurve (Hammerstrøm & Lønning, 2000)



Hammerstrøm og Lønning (2000) definerer r som realrente, r^* som nøytral rente, Y som produksjon og Y^* som potensiell produksjon. Den faktiske realrenten må ikke være lik den nøytrale renten, og realrentenivået kan eksempelvis ligge lik r_2 i figuren over som følge av pengepolitiske beslutninger. I dette tilfellet er realrenten høyere enn den nøytrale renten. Et høyt realrentenivå gir markedsaktørene mindre incentiver til å investere og alternativkostnaden av konsum øker. Begge disse faktorene trekker i retning av redusert produksjon (Amighini et al., 2013). Dette fører til at faktisk produksjon vil være lavere enn potensiell produksjon, slik at tilbudet av goder vil overstige etterspørselen, noe som igjen vil medføre redusert inflasjon. Dersom realrentenivået derimot er lik r_1 vil renten være så lav at markedsaktørene vil øke sine investeringer og redusere sparing for omgående å øke konsumet (Amighini et al., 2013). Dette fører igjen til økt markedsaktivitet slik at det faktiske produksjonsnivået vil overstige den potensielle produksjonen. Da vil etterspørselen være

høyere enn tilbudet, noe som medfører inflasjonspress. Derimot hvis rentenivået er likt r^* , så vil faktisk produksjon være lik potensiell produksjon og etterspørselen lik tilbudet. Dette medfører verken inflasjonspress eller deflasjonspress, og inflasjonen holdes konstant. (Hammerstrøm & Lønning, 2000).

I eksempelet over er konsekvensene av kontraktiv og ekspansiv pengepolitikk vist i eksemplene med henholdsvis r_2 og r_1 . Kontraktiv pengepolitikk har som mål å redusere aktivitetsnivået i økonomien, og kan brukes til å redusere inflasjonen dersom den er høyere enn inflasjonsmålet eller om sentralbanken er bekymret for overoppheting i markedet. Ekspansiv pengepolitikk har som mål å øke aktivitetsnivået i økonomien, og kan gjøres for å øke inflasjonen dersom den er under inflasjonsmålet, eller for å øke samlet etterspørsel for å stimulere faktisk produksjon (Amighini et al., 2013). En realrente over den nøytrale renten er altså kontraktiv pengepolitikk, mens en realrente under den nøytrale renten er ekspansiv pengepolitikk.

Effekten av pengepolitikken vil være sterkere jo større avstanden mellom nøytral rente og realrente er. Den nøytrale renten er altså viktig for sentralbanker ettersom den fungerer som et referansepunkt for utformingen av pengepolitikken. (Archibald & Hunter, 2001). Problemet for sentralbanker er at den nøytrale renten ikke kan måles. Dette er fordi det er realrentenivået som over tid vil gi produksjon lik potensiell produksjon, men det er ikke mulig å måle eller observere potensiell produksjon (Hagelund, 2016). Derfor må sentralbanker estimere den nøytrale renten for å finne rentenivået som skiller mellom ekspansiv og kontraktiv pengepolitikk. Siden den nøytrale renten er uobserverbar kan vi heller ikke vite om estimatene er riktige eller ikke, eller hvilke estimeringsmetoder som gir de mest korrekte estimatene. Dette fører til at det eksisterer mange ulike måter å estimere den nøytrale renten på, og resultatene estimeringene kommer frem til er høyst usikre. Den nøytrale renten er heller ikke en konstant verdi, men en verdi som varierer over tid i takt med endringer i økonomien. (Archibald & Hunter, 2001). Anta at realrenten holdes konstant lik 3% over en tidsperiode. I starten av perioden er det nøytrale rentenivået lik 3,3%, men mot slutten av perioden har det sunket til 2,7%. Dette vil bety at selv om realrenten ikke har endret seg i løpet av perioden, så har pengepolitikken som føres gått fra å være kontraktiv (i starten av perioden) til ekspansiv (mot slutten av perioden).

Selv om vi ikke kan måle den nøytrale renten er det metoder vi kan benytte oss av for å få et inntrykk av nivået den ligger på og hvordan den endrer seg over tid. Dersom vi vet hvilke faktorer som påvirker den nøytrale renten kan vi se på hvordan de utvikler seg over tid, og det vil gi oss ett inntrykk av hvordan den nøytrale renten endrer seg.

2.2: Hvilke faktorer påvirker den nøytrale renten?

Teoriene i dette delkapittelet baserer seg på artikler som fokuserer på den globale nøytrale renten, og jeg vil så i neste delkapittel se på forholdet mellom det globale nøytrale rentenivået og det nøytrale rentenivået i en liten åpen økonomi.

En metode som brukes av Hammerstrøm og Lønning (2000) til å analysere hva som påvirker den nøytrale renten er det å utnytte det at den nøytrale renten på lang sikt vil være lik likevektsrenten. Tanken bak er at likevektsrenten i økonomien er renten som vil være gjeldene etter at alle sjokk har passert, altså en rente som kun bestemmes av økonomiens strukturelle egenskaper. Den langsiktige nøytrale renten påvirkes heller ikke av kortsiktige sjokk eller midlertidige endringer, men bestemmes av de strukturelle faktorene på samme måte som likevektsrenten. Ved å se på hva som endrer likevektsrenten ser vi dermed samtidig på hva som påvirker den langsiktige nøytrale renten. (Hammerstrøm & Lønning, 2000). Etersom den nøytrale renten vil bevege seg mot den langsiktige nøytrale renten og at de begge påvirkes av strukturelle endringer i økonomien, så vet vi at faktorene som påvirker langsiktig nøytral rente også vil påvirke nøytral rente.

Hammerstrøm og Lønning (2000) bruker så den følgende Ramsey-modellen til å estimere den nøytrale renten i Norge. I Ramsey-modellen er likevektsrenten lik marginalproduktiviteten til realkapital minus kapitalslitasjen (δ), og den langsiktige nøytrale renten kan dermed defineres ved hjelp av følgende likning (Hammerstrøm & Lønning, 2000):

$$2.1: \quad r^* = f'(k) - \delta = p + \theta x + n$$

Verdien på den langsiktige nøytrale renten avhenger av husholdningenes tidspreferanse (p), trendveksten i produktiviteten (x), bytteforholdet mellom konsum i nåværende og fremtidige perioder (θ), samt befolkningsvekstraten (n). Den effektive tidspreferansen sier noe om hvor tålmodige aktørene er (Hammerstrøm & Lønning, 2000). Dersom p er høy får aktørene større nytte av konsum i dag sammenlignet med konsum i fremtiden. Høy p medfører altså at aktørene konsumerer mer i dag og sparer mindre til fremtiden. θ viser i hvor stor grad aktørene ønsker å fordele konsumet likt gjennom livet. Jo høyere θ er jo mer av fremtidens økte konsum grunnet produktivitetsvekst ønsker de å hente ut som konsum i nåværende tidsperiode (for å sikre at konsumet i dag blir omtrentlig det samme som fremtidig konsum). Produktivitetsveksten x fungerer på samme måte. Desto høyere x er desto mer vil aktøren

ønske å låne for å øke konsumet i nåværende tidsperiode (Hammerstrøm & Lønning, 2000). En permanent økning i p , θ eller x medfører altså at aktøren ønsker å konsumere mer i nåværende tidsperiode, noe som kan gjøres ved å låne penger (som må betales tilbake i fremtidige perioder) eller ved å redusere egen sparing i nåværende tidsperiode. Begge løsningene reduserer raten mellom det samlede beløpet som ønskes spart og det samlede beløpet som ønskes investert ($\frac{\text{Sparing}}{\text{Investering}}$). For å nå en ny likevekt i sparemarkedet må rentene øke slik at alternativkostnadene av å konsumere nå øker (økt avkastning på sparing), noe som vil øke ønsket sparing og redusere ønsket investering. Rentenivået vil dermed øke til vi når en ny likevekt i sparemarkedet (Hammerstrøm & Lønning, 2000).

Når det gjelder effekten av befolkningsvekst er det i Ramsey-modellen over antatt at vekst i befolkningen vil medføre økt rentenivå. I stedet for å kun fokusere på befolkningens vekstrate vil jeg i denne oppgaven heller rette fokuset mot veksten i arbeidsstyrken, og hvordan demografiske endringer påvirker den nøytrale renten gjennom å påvirke økonomiens vekstrate og ønsket investering/sparing. Ifølge Kuznets (1960) er det en positiv korrelasjon mellom veksten i arbeidsstyrken og anskaffelsestempoet av kapital. En vekstøkning i arbeidsstyrken ville redusert mengden kapital per arbeider dersom mengden på kapital forble uendret, og dette ville redusert produksjonen per arbeider. Kuznets argumenterer for at en doubling av arbeidsstyrken ikke bare vil doble den totale produksjonen, men at produksjonen vil øke til mer enn det dobbelte. Dette betyr at produksjonen per capita vil øke når arbeidsstyrken vokser, men dette er bare dersom ressurstilgangen er stor nok til at de nye arbeiderne får tilgang til lik mengde ressurser (realkapital/humankapital) som den originale befolkningen. Dette begrunnes ved hjelp av tre argumenter, hvor det første er at økt befolkningsvekst vil bidra til utnyttelse av nye ressurser og spesialisering av arbeidskraft. Tanken er at befolkningsveksten vil spres utover landet, slik at områder som tidligere hadde for få arbeidere til å utnytte de lokale ressursene nå kan utnytte de. Når arbeidsstyrken øker så kan man også i større grad enn tidligere spesialisere arbeidskraften, og når arbeiderne spesialiserer seg så antas produktiviteten deres å øke sammenlignet når man jobbet innenfor flere ulike områder, og dette bidrar til å øke produksjonen per capita. (Kuznets, 1960).

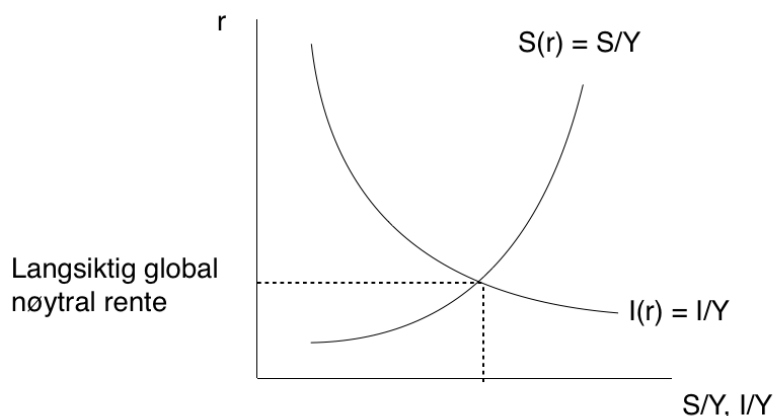
Det andre argumentet til Kuznets er at eldre arbeidere ofte er mer bundet til stedet de bor, for eksempel av familiære årsaker. Anta at det er ledige stillinger i en ny vekstsektor hvor verdiskapningen per capita er betydelig høyere enn landets andre sektorer, men at sektoren er basert i et område hvor det mangler arbeidskraft. De yngre arbeiderne vil i større grad være villige til å flytte til disse jobbene ifølge Kuznets, mens de eldre arbeiderne i heller vil

beholde sin nåværende jobb. En jevn økning i befolkningsveksten vil bidra til at raten mellom den yngre og eldre delen av arbeidsstyrken vil øke over tid. Effekten av dette er økt mobilitet i arbeidsstyrken, noe som igjen bidrar til økt produksjon per capita. (Kuznets, 1960).

Det siste argumentet er at dobling av befolkningen også bør doble antallet forskere og intellektuelle. Marginal effekten av flere forskere antas å være tiltakene ettersom de lettere kan øke kunnskapen gjennom flere gjennomførte forskningsprosjekter og flere samarbeidsmuligheter med andre forskere. Dette vil bidra til økt kunnskap, som igjen vil føre til nye måter å øke produksjonen per capita gjennom innovasjon og bedre utnyttelse av ressurser. (Kuznets, 1960).

En annen måte å forklare hvilke faktorer som påvirker den langsiktige nøytrale renten er gjennom forholdet mellom ønsket sparing og investering. Grafen under er hentet fra Mendes (2014) og viser likevekten i sparemarkedet:

Graf 2.2: Den langsiktige nøytrale renten illustrert gjennom en sparings-investeringsmodell



Den fallende $i(r)$ kurven viser det globalt ønskede investeringsnivået som en funksjon av renten. Den er fallende ettersom redusert rentenivå reduserer kostnadene ved investering, og dermed vil investeringsetterspørselen øke. Den stigende $s(r)$ kurven viser ønsket sparing som en funksjon av renten. Jo høyere renten er jo høyere blir alternativkostnaden av å bruke pengene kontra å spare, og ønsket sparerate vil øke (Amighini et al., 2013). På kort sikt kan sjokk eller sykliske trender i noen av faktorene som påvirker sparing eller investering føre til at sparing er lik investering for et annet rentenivå enn den langsiktige globale nøytrale renten. På lang sikt, når alle kortsiktige trender og sjokk har passert, er det derimot bare den langsiktige globale nøytrale renten som vil føre til at ønsket investering er lik ønsket sparing

(Mendes, 2014). Vi kan da diskutere hva som over tid vil bestemme den nøytrale renten ved å se hvilke faktorer som vil påvirke ønsket sparing og investering.

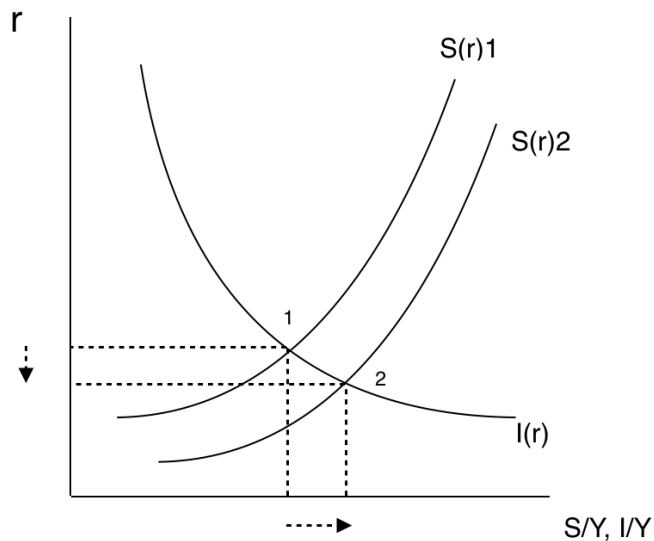
Mendes (2014) viser også hvordan ønsket investering avhenger av økonomiens vekstrate. Dersom et land over tid ikke investerer i ny realkapital vil raten mellom realkapital (K) og BNP (Y) reduseres. Slitasje på realkapital gjør at realkapitalen må erstattes over tid, og dersom det ikke er noen investeringer vil mengden realkapital etterhvert reduseres, slik at raten $\frac{K}{Y}$ blir mindre. Dersom det ikke investeres noe i realkapital vil raten $\frac{K}{Y}$ også reduseres dersom BNP (Y) øker. Anta så at vi investerer i realkapital for å motvirke disse effektene. Mengden investering (som andel av BNP) som er nødvendig for å opprettholde en uendret rate mellom kapital og produksjon ($\frac{K}{Y}$) er da gitt av følgende likning (Mendes, 2014):

$$2.2: \quad \frac{I}{Y} = k(r) * (g + \delta) \quad \text{hvor} \quad \frac{dk}{dr} < 0$$

k er lik raten $\frac{K}{Y}$ og den er her satt som en funksjon av rentenivået. Høyere rentenivå betyr at mindre realkapital brukes i produksjonen som vist ved at den førstederiverte er negativ. δ er depresieringsraten, og g er veksten til potensiell produksjon. Veksten i potensiell produksjon antas å bestå av trendveksten til mengden arbeidskraft som brukes og trendveksten til produktiviteten til arbeidskraft (Mendes, 2014). Dersom vi antar at depresieringsraten er konstant over tid så vil andelen av BNP som må investeres avhenge av endringer i vekstraten til potensiell produksjon. En permanent økning i vekstraten til potensiell produksjon vil gi et permanent skift utover i $i(r)$ -kurven og medføre en økning i den nøytrale renten. Dette skyldes at det må investeres mer for å opprettholde $\frac{K}{Y}$ -raten, og med spareraten uendret vil det føre til at ønsket investeringsnivå er høyere enn ønsket sparing for gitt rentenivå. Renten vil da øke slik at ønsket sparing øker og vi når en ny likevekt (Mendes, 2014).

En økning i spareraten vil føre til et positivt skift i $s(r)$ -kurven, som vist under:

Graf 2.3: Effekten av en økning i spareraten

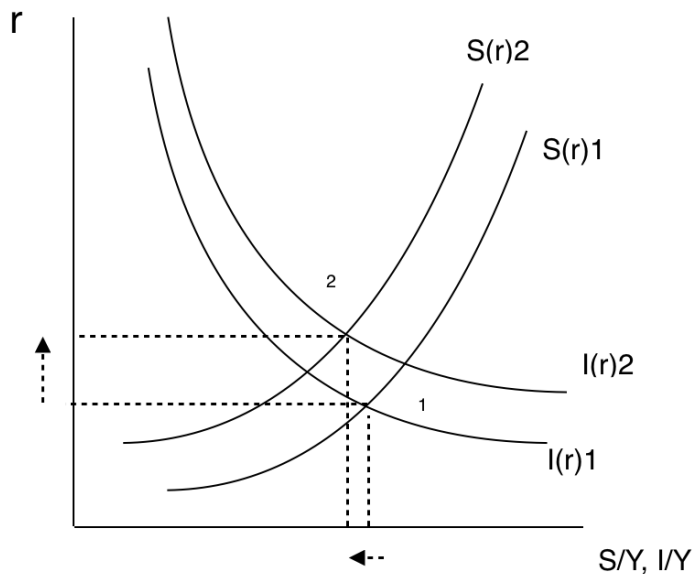


For gitt nivå på ønsket investering så vil en vedvarende økning i spareraten gi en reduksjon i den nøytrale renten. Årsaken til dette er at vi kan betrakte de som sparer som tilbyderne av et gode (lån), investorene som de som etterspør godet og renten som prisen på dette godet. Dersom ønsket sparerate øker uten endring i ønsket investering blir tilbudet av lån større sammenlignet med etterspørselen, og når tilbudet av et gode øker relativt til etterspørselen reduseres prisen (Amighini et al., 2013).

Som vist i graf 2.1 er den nøytrale renten det rentenivået som gjør at produksjon er lik potensiell produksjon. En økning i vekstraten til potensiell produksjon betyr dermed at nivået på faktisk produksjon som gir et lukket produksjonsgap øker. Dersom realrenten ikke tilpasses slik at produksjon igjen blir lik potensiell produksjon vil også faktisk produksjon øke, men hvordan må endringen i realrenten være for at produksjonsgapet igjen skal lukkes? Leduc og Rudebusch (2014) trekker frem to måter økt potensiell produksjon påvirker den naturlige renten på. Den første måten er, som forklart da jeg så på Ramsey-modellen, at økt økonomisk vekst gjør at vi forventer å tjene mer i fremtiden. Når våre forventninger om fremtidig inntekt øker så påvirker det atferden vår ved at vi begynner å konsumere mer og spare mindre. Altså vil økt økonomisk vekst redusere ønsket sparerate. Den andre måten er at økt økonomisk vekst bidrar til økt avkastning på investeringer, og dette fører til at ønsket investering øker. Både en reduksjon i ønsket sparerate og en økning i ønsket investering

trekker i retning av økt rentenivå. Reduksjonen i ønsket sparerate vises i graf 2.4 ved et negativt skift i sparekurven ($S(r)1 \rightarrow S(r)2$), og økningen i ønsket investering vises av et positivt skift i investeringskurven ($I(r)1 \rightarrow I(r)2$). En økning i potensiell produksjon fører dermed til en høyere nøytral rente (Leduc & Rudebusch, 2014).

Graf 2.4: Effekten av økning i veksten til potensiell produksjon



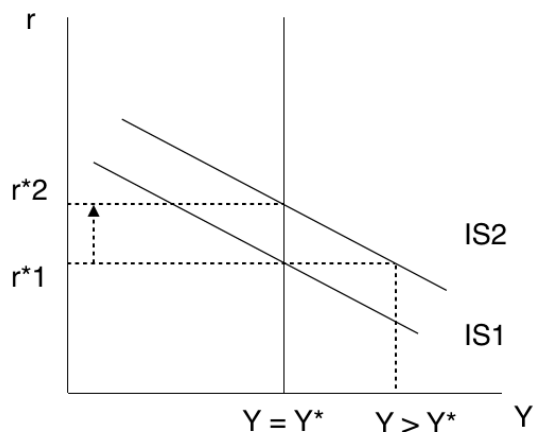
Ifølge Mendes (2014) kan endringer i veksten til potensiell produksjon skyldes endringer i trendveksten til produktiviteten til arbeidskraft eller trendveksten til mengden arbeidskraft som brukes. Trendveksten i arbeidskraftens produktivitet vil i stor grad være drevet av den teknologiske utviklingen, men også av den demografiske utviklingen ifølge teorien til Kuznets som tidligere forklart. Trendveksten til mengden arbeidskraft som brukes vil i stor grad avhenge av demografisk utvikling og veksten i arbeidsstyrken (Rachel & Smith, 2015).

Kort oppsummert er det utviklingen i ønsket spare- og investeringsrate og veksten i potensiell produksjon jeg må se på for å kunne vurdere utviklingen i nivået på den langsiktige nøytrale renten. De ønskede nivåene kan ikke observeres, det er bare utviklingen i faktisk sparing- og investeringsrate som kan måles. Samtidig har vi sett at veksten i potensiell produksjon er en viktig driver av endringer i ønsket spare- og investeringsrate. Dessverre kan heller ikke vekstraten til potensiell produksjon observeres, og det å se på faktisk produksjonsvekst vil ikke nødvendigvis gi riktige konklusjoner. Problemet med å se på den faktiske produksjonsveksten for å vurdere utviklingen i den nøytrale renten er at denne kan være drevet av sentralbankenes pengepolitikk. Dersom sentralbanken reduserer

realrentenivået vil produksjonen øke, men realrentenivået som gir produksjon lik potensiell produksjon vil fortsatt være uendret (Rachel & Smith, 2015). En mulig løsning på problemet er å se på faktorene som påvirker den potensielle produksjonen. Vi kan se på utviklingen i disse for å gi oss en idé om hvordan utviklingen i veksten til potensiell produksjon er, noe som igjen vil gi oss en idé om utviklingen i de ønskede sparings- og investeringsnivåene. Dette gir oss så informasjon om utviklingen i den nøytrale renten.

Så langt i delkapittelet har jeg fokusert på hva som påvirker den langsiktige nøytrale renten. Ettersom den nøytrale renten beveger seg mot den langsiktige nøytrale renten over tid vil endringer i denne også medføre endringer i den nøytrale renten som vist av Rachel og Smith (2015). Det at den nøytrale renten beveger seg mot den langsiktige nøytrale renten betyr samtidig at de ikke nødvendigvis er like på et gitt tidspunkt. Vi så tidligere i oppgaven at forskjellen mellom hva som påvirker den nøytrale renten og den langsiktige nøytrale renten er at den langsiktige nøytrale renten bare påvirkes av strukturelle endringer i økonomien, mens den nøytrale renten i tillegg påvirkes av vedvarende økonomiske vinder og mer kortsiktige sykliske faktorer. Disse midlertidige økonomiske endringene er det som fører til et skille mellom de to nøytrale rentene, og forklaringen bak skillet er som regel en midlertidig endring som påvirker tilbudssiden og/eller etterspørselssiden av økonomien (Bernhardsen & Gerdrup, 2006). Et eksempel på dette vises i Bernhardsen og Gerdrup (2006), vi antar at det oppstår et positivt etterspørselssjokk som følge av en midlertidig økning i offentlige utgifter. Ettersom den langsiktige nøytrale renten bare påvirkes av strukturelle endringer i økonomien vil den forbli uendret, men nivået på den nøytrale renten vil øke. I graf 2.1 viste jeg hvordan den nøytrale renten kunne illustreres ved hjelp av en IS-kurve. Ettersom IS-kurven viser samlet etterspørsel i økonomien vil det økte offentlige forbruket medføre et positivt skift i IS-kurven (Amighini et al., 2013) som vist i graf 2.5:

Graf 2.5: Effekten av en midlertidig økning i offentlige utgifter



På tross av at de midlertidige økte offentlige utgiftene øker faktisk produksjon vil potensiell produksjon forbli uendret. Vi antar at vi i utgangspunktet hadde realrentenivå lik r^*1 og lukket produksjonsgap før etterspørselssjokket. Dersom realrentenivået holdes uendret så vil etterspørselssjokket føre til at et produksjonsgap oppstår ved at faktisk produksjon øker, mens potensiell produksjon er uendret. Den nøytrale renten må da øke helt til nøytral rente blir høy nok til å gi lukket produksjonsgap over en konjunktursykel, dette vises i graf 2.5 ved økningen av realrenten fra r^*1 til r^*2 . Vi ser altså at et positivt etterspørselssjokk vil føre til økt nøytral rente, og tilsvarende vil et negativt etterspørselssjokk lede til redusert nøytral rente (Bernhardsen & Gerdrup, 2006).

Vi ser altså at det ikke holder å bare se på de strukturelle endringene i økonomien og hvordan de påvirker ønsket sparing, ønsket investering, økonomisk vekst og samlet tilbud/etterspørsel. Vi må også se på hvordan midlertidige økonomiske endringer gir et skift i disse faktorene, og effekten disse endringene vil ha på den nøytrale renten vil være sterkere jo kraftigere endringen er og jo lenger endringen varer (Bernhardsen & Gerdrup, 2006).

Et interessant aspekt ved veksten i potensiell produksjon er at effekten det vil ha på det nøytrale rentenivået avhenger av om vi er en åpen eller lukket økonomi. Anta at veksten i den nøytrale renten i Norge reduseres, det motsatte av det som skjer i graf 2.4 vil da skje, og både realrenten og den nøytrale renten vil falle. I en lukket økonomi vil det være det, den nøytrale rente faller som et resultat av redusert vekst i potensiell produksjon. Dersom det samme skjer i en åpen økonomi vil reduksjonen i realrenten føre til svekket valutakurs, og dette vil øke etterspørselen etter norske varer fra utenlandske aktører (Todaro & Smith, 2014). Den økte etterspørselen vil da dytte både realrenten og den nøytrale renten i Norge litt oppover ettersom det øker aktivitetsnivået i økonomien sammenlignet med i den lukkede økonomien. Dette

betyr at selv om veksten i potensiell produksjon falt like mye i den åpne og lukkede økonomien, så vil fallet i nøytral rente være høyere i den lukkede økonomien.

2.3: Hvordan bestemmes den nøytrale renten i en liten åpen økonomi?

Norge kan best beskrives som en liten og åpen økonomi. Det betyr at vi handler med andre land og at den norske økonomien påvirkes av endringer i verdensøkonomien. Det at Norge er et lite land med en relativt liten økonomi betyr at selv om endringer i verdensøkonomien kan føre til endringer i norsk økonomi, så vil ikke endringer i norsk økonomi føre til (signifikante) endringer i verdensøkonomien (Krugman, Obstfeld & Melitz, 2014). Anta at det er en kobling mellom rentenivået i Norge og det som kan kalles det globale rentenivået. En endring i den ønskede norske sparings- eller investeringsraten vil ha minimal - om noen - effekt på den globale økonomien. Endringer i de globale ønskede sparings- eller investeringsnivåene kan derimot fremtvinge endringer i det norske rentenivået. (Mendes, 2014).

Det finnes ingen fasit som viser hvordan sammenhengen er mellom renten i en liten åpen økonomi og den globale verdensrenten, men det eksisterer flere mulige teorier. Mundell (1963) så på effekten av penge- og finanspolitikk i regimer med fast og flytende valutakurs gitt perfekt kapitalmobilitet. En av konsekvensene ved å anta perfekt kapitalmobilitet for Norge er at det nasjonale rentenivået vil være identisk med det globale rentenivået. For å forklare hvorfor det er slik antar jeg først at en overraskende permanent reduksjon i ønsket sparerate globalt medfører en økning i den globale renten, slik at den norske renten nå er lavere enn det globale rentenivået. Aktører vil nå selge norske kroner for å investere globalt ettersom avkastningen der er høyere enn i Norge, og med antakelsen om perfekt kapitalmobilitet er det ingen hindre for dette. Det at aktører ønsker å selge norske kroner gjør at tilbudet øker relativt til etterspørselen etter norske kroner, noe som reduserer verdien av den norske valutaen (depresiering) (Mendes, 2014). En depresiering vil over tid føre til økt konkurransevne for norske bedrifter, og etterspørselen etter norske varer vil øke. Denne økte etterspørselen vil skape inflasjonspress, som igjen vil føre til en økning i det norske rentenivået (Mundell, 1963; Krugman et al., 2014).

Denne teorien hevder da at den innenlandske renteøkningen vil være akkurat like stor som den originale globale renteøkningen. På samme måte vil kapitalflyt inn i landet skape et deflasjonspress gjennom økt valutakurs dersom en permanent økning i spareraten i Norge fører til at den norske renten ligger over den globale. Det norske rentenivået vil da reduseres og igjen vil det norske rentenivået være likt det globale. Hovedtrekket i denne teorien er altså

at dersom kapitalflyten er helt perfekt vil ikke økonomiske faktorer innad i en liten åpen økonomi ha noen påvirkning på den innenlandske renten. Dette er fordi alle avvik fra den globale renten vil bli møtt med kapitalflyt inn eller ut av landet helt til rentenivået igjen er lik det globale. (Mundell, 1963).

Denne teorien avhenger av enkelte antakelser som det er vanskelig å finne sterk støtte for. Brudd på disse antakelsene medfører at kapitalflyten mellom land som følge av ulike renter ikke vil være stor nok til å medføre at den norske renten vil være identisk med den globale renten. Det må altså antas at kapitalflyten er helt perfekt mellom land. Obstfeld (1986) påpeker at perfekt kapitalflyt avhenger av fraværet av kapitalhindringer/kostnader samt fraværet av risikopremie ved å investere i annet land/valuta. Fravær av kapitalhindringer og kostnader betyr at det ikke må være noen restriksjoner angående å investere utenlands, verken fra landet man investerer fra eller landet man investerer i, og det må heller ikke være noen ekstra kostnader forbundet ved denne investeringen sammenlignet med tilsvarende investering i hjemlandet (Eksempelvis vekslingskostnader for valuta). Fraværet av risikopremie betyr at investorene ikke krever ekstra høy avkastning for å investere i landet (Obstfeld, 1986; Krugman et al., 2014). Det at investorene krever risikopremie kan eksempelvis skyldes valutakursrisiko (frykt for at egen valuta vil styrkes mot valutaen det investeres i, slik at gevinsten reduseres når den veksles tilbake til egen valuta), eller dersom investorer mener det er en risiko for at de ikke vil få betalt som avtalt grunnet konkursrisiko eller ustabilitet i landet (Obstfeld, 1986; Krugman et al., 2014). Alt i alt ser ikke det å anta perfekt kapitalmobilitet ut som en rimelig antakelse (Sinn, 1992)), noe som gjør at ideen om at den nasjonale renten er helt identisk med den globale renten forkastes.

Teorien om at det globale rentenivået og rentenivået i Norge vil være helt identiske baserer seg altså på antakelser som jeg ikke finner støtte for. Den neste teorien jeg skal se på baserer seg også på at det eksisterer en kraftig sammenheng mellom den norske og den globale renten, men tar samtidig hensyn til at innenlandske faktorer kan føre til et skille mellom global og innenlandsk rente. Denne teorien sier at den norske renten ikke bare vil avhenge av den globale renten, men også av en norsk risikopremie. Denne teorien kan vises av følgende likning (Mendes, 2014):

2.3:
$$r = r^* + \theta$$

r er her den norske renten, r^* er den globale renten, og θ er den norske risikopremien. Mendes (2014) antar at risikopremien avhenger av Norges nettofordringer ("Net Foreign Assets",

heretter omtalt som NFA). NFA er verdien av eiendeler/investeringer i utlandet som er eid av norske aktører minus verdien av eiendeler/investeringer i Norge eid av utenlandske aktører (SSB, 2018c). Jo høyere NFA Norge har, jo tryggere føler aktørene det er å investere i Norge, og jo lavere vil risikopremien aktører krever for å investere i Norge være. Ifølge denne teorien trenger altså ikke rentenivået å være likt i Norge og globalt, selv om de fortsatt er tett knyttet, og innenlandske faktorer kan påvirke det norske rentenivået dersom de påvirker Norges NFA.

Mendes (2014) viser hvordan et sjokk som i utgangspunktet fører til at rentenivået globalt er høyere enn det norske rentenivået, også vil øke det norske rentenivået. Sjøkket vil i utgangspunktet føre til at aktører selger norske kroner for å investere i utlandet, og som i forrige eksempel vil den norske renten øke. Dersom vi sier at alle markedsaktører kan grupperes som enten norske eller utenlandske aktører, så kan vi dele effekten av at den norske renten er lavere enn den globale i to. Den ene delen er norske aktører som selger norske aktiva for å investere i utlandet, dette øker den samlede verdien av utenlandske aktiva som holdes av norske aktører, slik at Norges NFA øker. Den andre delen er at utenlandske aktører selger norske aktiva for å investere i andre land, noe som reduserer summen av norske aktiva som eies av utenlandske aktører. Med mindre alle disse aktivaene som blir solgt av de norske og utenlandske aktørene kjøpes opp av andre utenlandske aktører vil altså konsekvensen være at Norges NFA øker. Dette vil da som nevnt over redusere risikopremien investorer krever for å investere i Norge, og risikopremien kan til og med bli lavere enn null (noe som betyr at investorer er villig til å investere i landet på tross av høyere renter andre steder) (Mendes, 2014). Ser vi på likningen 2.3 så ser vi at hvis r^* øker med ett prosentpoeng så vil r øke med ett prosentpoeng pluss endringen i risikopremien. Ettersom vi vet at risikopremien reduseres når renten globalt øker, så vil endringen i den Norske renten være mindre enn endringen i den globale renten, og en ny likevekt vil bli nådd hvor renten i Norge ligger lavere enn den globale renten. (Mendes, 2014)

I kapittel 2.1 forklarte jeg hvordan Rachel og Smith (2015) hevdet at den globale nøytrale renten var summen av tre faktorer (global langsiktig nøytral realrente, globale vedvarende økonomiske vinder og globale kortsiktige sykliske faktorer). Den nasjonale nøytrale realrenten for et land vil bestå av de samme tre elementene som den globale nøytrale realrenten, men i tillegg til det vil den også påvirkes av landsspesifikke strukturelle faktorer, landsspesifikke vedvarende økonomiske vinder og landsspesifikke kortsiktige sykliske faktorer. (Rachel & Smith, 2015)). Det å definere den nasjonale nøytrale renten på denne måten gjør at den i stor grad stemmer overens med teorien presentert av Mendes (2014). De norske nøytrale rentene vil da være tett knyttet opp mot de globale verdiene, og en økning i

globale nøytrale realrenter vil medføre en økning i de tilsvarende norske nøytrale rentene. På tross av dette eksisterer det et skille mellom de globale og de nasjonale nøytrale rentene, og avhengig av nivået på de strukturelle og de mer midlertidige økonomiske faktorene i Norge kan de norske nøytrale rentene ligge over eller under de globale verdiene (Rachel & Smith, 2015).

Kapittel 3: Realrenten

3.1: Hvorfor har den globale realrenten falt?

Som vist i innledningen så har realrentene falt på tvers av landegrensene siden 1980-tallet. I dette delkapittelet skal jeg se på empiriske resultater for å finne ut hva som er hovedårsakene til dette fallet. I løpet av perioden jeg ser på har den finansielle integreringen på tvers av landegrensene blitt mye sterkere, noe som medfører at rentenivåene i ulike land i større grad enn tidligere bestemmes av de samme faktorene (IMF, 2014).

Ifølge teorien om konvergens vil den økonomiske veksten i land med lavere BNP være høyere enn veksten hos land med høyere BNP (Todaro & Smith, 2014). Den ledende økonomien i verden (I denne oppgaven representert ved USA (Rachel & Smith, 2015)) antas å ligge på teknologifronten. På teknologifronten må de utvikle nye teknologier selv for å oppleve teknologisk utvikling, noe som kan ta lang tid og koste mye penger. Andre land antas å ligge bak når det gjelder både kvaliteten og mengden realkapital. Dette betyr samtidig at dersom de skal benytte seg av teknologi som er ny for landet så trenger de ikke å utvikle teknologien selv, de kan adoptere den fra land hvor den allerede er i bruk (Todaro & Smith, 2014). Tar vi veksten i de resterende landene minus veksten på teknologifronten får vi det som kalles ”catch-up-growth”, og dette er et mål på hvor raskt de andre økonomiene beveger seg mot den ledende økonomien (Rachel & Smith, 2015).

De empiriske resultatene støtter bare delvis denne teorien. Ifølge Rachel og Smith (2015) var veksten i BNP per capita i perioden 1980-2010 høyere i USA enn gjennomsnittet på verdensbasis i 15 av årene. Det interessante er at alle disse 15 årene var før 2000. I perioden etter år 2000 har den gjennomsnittlige veksten på verdensbasis vært høyere enn veksten i USA, noe som er i tråd med teorien. På tross av store svingninger i ”catch-up”-veksten, så har den økt siden 1980. Dette tyder på at fall i den økonomiske veksten utenfor teknologifronten ikke er en av nøkkeldriverne bak fallet i realrentene (Rachel & Smith, 2015).

I resten av dette delkapittelet vil jeg fokusere på fem ulike elementer jeg mener har vært sentrale faktorer bak fallet i realrenten. Disse fem er svekket økonomisk vekst på teknologifronten, økt ønsket sparing (hovedsakelig i EME), redusert investeringsetterspørsel (Hovedsakelig i industrilandene (Heretter omtalt som AE)), endringer i tilbudet/etterspørselen av risikofrie aktiva og en økning i kredittspredningen (forskjellen mellom den risikofrie renten og renten bedrifter står ovenfor når de søker om lån).

3.1.1: Økonomisk vekst (på teknologifronten)

I delkapittel 2.2 så jeg hvordan befolkningsvekst kan påvirke den økonomiske veksten.

Rachel og Smith (2015) har sett på hvordan befolkningsutviklingen på verdensbasis har vært siden 1950, og fant at i perioden etter andre verdenskrig opplevde verden en kraftig økning i global befolkningsvekst. I 1950 lå den globale årlige befolkningsveksten på rundt 1 prosentpoeng. Innen 1960 hadde den årlige veksten økt til litt under 2 prosentpoeng, og den fortsatte å øke mot 2 prosentpoeng årlig vekst fram til 1970-tallet. Hovedårsakene til veksten var kraftig økning i fødselsraten i AE kombinert med betydelig redusert dødsrate i EME. Den globale befolkningsveksten begynte å avta etter 1970, og etter å ha blitt redusert til nærmere 1,75 prosentpoeng årlig i 1990 begynte den virkelig å falle. I 2010 ble det estimert at den globale befolkningsveksten lå på rundt 1,25 prosentpoeng i året (Rachel & Smith, 2015).

Dersom vi antar at det tar mellom 15-20 år fra en person blir født til de er en del av arbeidsstyrken betyr det at det vil ta 15-20 år fra en endring i fødselsraten inntreffer til vi begynner å se effekten av den i endret arbeidsstyrke (Rachel & Smith, 2015). Dette vil si at den økte fødselsraten på 1950-1970 tallet førte til økt vekst i arbeidsstyrken i perioden 1965-1990. I tiden etter 1990 har veksten i arbeidsstyrken falt, noe som trekker i retning av lavere økonomisk vekst og lavere rentenivå. Altså har befolkningsveksten bidratt til de høye realrentene vi opplevde på 1980-tallet, for så å bidra til reduksjonen i realrentene da befolkningsveksten begynte å avta

Gordon (2014) argumenterer for at endringer i den demografiske sammensetningen i USA har bidratt til redusert økonomisk vekst. Det tar som sagt 15-20 år fra fødselsraten reduseres til veksten i arbeidsstyrken påvirkes. Når denne reduksjonen treffer vil ikke antallet som pensjonerer seg hvert år påvirkes før om ytterligere 40-50 år, noe som betyr at andelen som går inn i arbeidsstyrken delt på andelen som pensjoneres vil falle fram til da. Dette vil medføre at arbeidsstyrken består av en mindre andel av befolkningen. Gordon (2014) viser hvordan en reduksjon i andelen av befolkningen som inngår i arbeidsstyrken kan hemme økonomisk vekst. I 2007 var 63% av den totale befolkningen i USA i jobb. Etter at finanskrisen inntraff mistet mange amerikanere jobben, men i løpet av perioden 2009-2013 gikk raten for arbeidsløshet blant arbeidsstyrken ned fra 9,9% til 6,7%. På tross av dette gikk andelen av den totale befolkningen som var i arbeid bare fra 58,3% til 58,6% i samme periode (Gordon, 2014). Årsaken til dette er at andelen av befolkningen som deltar i arbeidsstyrken falt i samme periode, og dette er en faktor som ventes å fortsette å hemme den økonomiske veksten på teknologifronten i fremtiden. (Gordon, 2014)

I USA økte andelen av ungdommen som gikk ut av videregående (High school) fra under 10% i 1900 til 80% i 1970 (Gordon, 2014). Goldin og Katz (2007) estimerer at økningen i den amerikanske befolkningens utdanning førte til en økning i produktivitsvekst på 0,35 prosentpoeng årlig. Problemet er at en slik årlig økning i andelen som gikk ut av videregående ikke kan fortsette for evig. Gordon (2014) finner at veksten heller ikke bare har stoppet opp, den har blitt negativ. Andelen (74%) som i 2000 gikk ut av videregående var lavere enn i 1980. Når det gjelder høyere utdanning har andelen av 25-åringer som har tatt en bachelorgrad økt fra 25% til 30% i perioden 1999-2014, men dette er fortsatt lavt sammenlignet med andre AE (16.plass blant AE) (Gordon, 2014). I tidsperioden etter 1972 har også kostnaden av å ta en utdanning ved universitetene i USA økt mer enn tre ganger så mye som inflasjonen (Gordon, 2014). Prisøkningen på høyere utdanning kan medføre at studenter som ønsker å ta høyere utdanning ikke får mulighet til det, og ettersom det ikke er noen tegn på at universitetsprisene i USA vil synke i nærmeste fremtid så ser det ut til at produktivitsveksten som følge av økt utdanning i USA vil avta. (Gordon, 2014).

Gordon finner også at det ikke bare er kostnadene ved å ta høyere utdanning i USA som har økt kraftig de siste tiårene, det samme har de økonomiske ulikhetene. I perioden 1993-2012 var den reelle inntektsveksten til de 99% av befolkningen med lavest inntekt 0,53% lavere enn den reelle inntektsveksten til hele befolkningen. Dette betyr at den reelle inntektsveksten for den ene prosenten med høyest i inntekt i USA vokser raskere enn for resten av befolkningen, og at de økonomiske ulikhetene øker (Gordon, 2014). At dette har skjedd i USA kan vises ved å se på utviklingen i medianlønnen. Dersom den økonomiske veksten hadde vært lik for alle ville medianlønnen økt over tid, men justert for inflasjon var den reelle inntekten til medianhusholdningen i 1998 53700 dollar og i 2012 var den 52100 dollar (begge i 2011 dollar) (Gordon, 2014). Medianhusholdningens reelle inntekt har altså falt i løpet av en periode på 14 år, noe som kan forklares ved at den økonomiske veksten primært har økt inntekten til de rikeste.

I tillegg til at økt økonomisk ulikhet kan bidra til at færre får muligheten til å ta høyere utdanning, kan det også hemme den økonomiske veksten gjennom redusert etterspørsel. Konsekvensen av at flere må bruke all inntekt på å dekke levekostnader som mat og husly kan bli at for få etterspør nye produkter og innovasjoner. Dette kan igjen medføre at bedriftene vil investere mindre i innovasjon og utvikling av nye produkter. (Rachel & Smith, 2015). Som indikasjon på dette finner Ostry, Berg og Tsangarides (2014) en negativ sammenheng mellom økonomisk vekst og økonomisk ulikhet.

Finanskrisen kan også ha ført til reduksjon i aktørers forventninger om fremtidig vekst, noe som igjen kan ha påvirket deres handlinger og ønsker (Bean, Broda, Ito & Kroszner, 2015). Som forklart i kapittel 2.2 vil økt økonomisk vekst redusere ønsket sparing og øke ønsket investering. Så om forventningene om økonomisk vekst faller så kan vi forvente det motsatte, nemlig at ønsket sparing øker og ønsket investering reduseres. Svekkede forventninger om økonomisk vekst i fremtiden kan dermed ha bidratt til en reduksjon i realrentene etter finanskrisen. (Rachel og Smith, 2015; Bean et al., 2015).

3.1.2: Økt ønsket sparing

I forrige delkapittel forklarte jeg hvordan fallet i andelen av befolkningen som er i arbeidsstyrken har hemmet den økonomiske veksten. På verdensbasis må utviklingen sies å være litt annerledes. Rachel og Smith (2015) finner at avhengighetsraten, som defineres som andelen av befolkningen som er utenfor arbeidsfør alder (20-65), har falt de siste 30 årene. Reduksjonen i fødselsraten globalt har vært større enn effekten av en aldrende befolkning, altså har reduksjonen i befolkningen mellom 0-19 år vært større enn økningen i befolkningen over 65 år (Rachel & Smith, 2015). Som nevnt i Ramsey-modellen i delkapittel 2.2 ønsker aktører å ha et jevnt konsum i løpet av livstiden, noe som betyr at de vil spare penger i periodene de tjener mer enn det utjevnete konsumet, mens de i øvrige perioder må låne eller bruke oppsparte midler. Et lands sparerate vil dermed være høyere jo større andel av befolkningen som tjener mer enn deres utjevnete konsum. Rachel og Smith (2015) finner at man i perioden mellom man er i starten av 20-årene til man er i slutten av 50-årene i gjennomsnitt tjener like mye som eller mer enn det utjevnete konsumet. Litt forenklet kan vi basert på definisjonen av avhengighetsraten si at man i alderen 0-19 år låner penger, i alderen 20-65 sparer penger og betaler ned lån (ikke et direkte lån, men eksempelvis gjennom skatt som betaling for statlige utgifter til utdanning gjennom oppveksten), og i alderen 66 år og oppover lever man på oppsparte midler. Rachel og Smith (2015) finner som forventet at det er en negativ sammenheng mellom avhengighetsraten og den nasjonale spareringen, så en reduksjon i avhengighetsraten vil øke spareringen. Det globale fallet i avhengighetsraten fører altså til en økning i ønsket sparerate. (Rachel og Smith, 2015).

Økt forventet levealder gjør ikke bare at andelen av befolkningen som er eldre enn grensen for avhengighetsraten øker, men også at tidsperioden mellom man faller ut av arbeidslivet og til man dør blir lengre. Statistikk fra OECD (2011) viser at gjennomsnittlig forventet levealder etter pensjonsalder i 1983 var 15 år for menn og 20,2 år for kvinner for OECD-landene. Statistikken viser også at forventet levealder de siste 30-40 årene økt

betydelig mer enn pensjonsalderen. I 2010 var tilsvarende tall 18,5 år for menn og 23,3 år for kvinner (OECD, 2011), og i 2050 estimerer OECD at gjennomsnittlig forventet levealder etter pensjonsalder for OECD-landene vil være 20,3 år for menn og 24,6 år for kvinner.

Når aktører ønsker å jevne ut konsumet over livsløpet så vil konsekvensen av økt forventet levealder etter pensjonsalder være at aktørene må spare mer når de er i arbeid. At forventet levealder øker raskere enn pensjonsalderen har dermed bidratt til økt ønsket sparerate, og vil fortsette å gjøre det i årene fremover.

I en lukket økonomi ville nivået på nasjonal sparing og nasjonal realinvestering måtte være i likevekt, men dette er ikke tilfellet i en åpen økonomi. Hvis den nasjonale spareraten er lavere enn nødvendig for å finansiere nasjonale realinvesteringer vil landet måtte låne penger fra andre land. Dersom den nasjonale spareraten er høyere enn nødvendig for å finansiere nasjonale realinvesteringer vil landet låne ut penger til andre land (Todaro og Smith, 2014).

Driftsbalansen er et mål på et lands nettoinntekt, og består av inntekten fra investeringer i utlandet pluss pengeoverføringer fra utlandet, minus pengeoverføringer til utlandet og penger som sendes ut av landet til utenlandske investorer. Bernanke (2005) har sett på utviklingen i driftsbalansen over tid, for å se om det har vært noen endringer i pengestrømmene på tvers av landegrensene. I 1996 hadde de industrielle landene (Blant annet USA, Japan, Euro-området, Australia og Canada) et overskudd på driftsbalansen på 46,2 milliarder amerikanske dollar. Utviklingsland (Størstedelen av Asia, Sør-Amerika, Afrika og Øst-Europa) hadde på samme tidspunkt et underskudd på driftsbalansen på 87,5 milliarder amerikanske dollar.² Dette betyr at i 1996 så ble det gjennomført pengeoverføringer fra I-land til U-land, gjerne som et resultat av investeringer gjort i U-land fra aktører i I-land. Innen 2003 hadde dette endret seg, I-landene som i 1996 hadde et overskudd på driftsbalansen på 46,2 milliarder hadde i 2003 et underskudd på 342,3 milliarder dollar. U-landene som i 1996 hadde et underskudd på driftsbalansen på 87,5 milliarder hadde i 2003 et overskudd på 205 milliarder dollar. Pengeflyten har altså endret retning, og det er nå U-landene som investerer i I-landene. De største skiftene ser vi i USA (fra et underskudd på 120,2 milliarder amerikanske dollar i 1996 til et underskudd på 530,7 i 2003) og i Asia (fra et underskudd på 40,8 milliarder i 1996 til et overskudd på 148,3 milliarder i 2003). For de andre I-landene utenom USA så økte faktisk deres overskudd på driftsbalansen med 22 milliarder i samme periode. Dette er likevel en minimal endring sammenlignet med at USAs underskudd økte med 410 milliarder

² Bernanke (2005) påpeker at det er statistiske avvik mellom den målte driftsbalansen mellom I-land og U-land både i 1996 (41,3 milliarder dollar) og i 2003 (137,2 milliarder dollar).

(Bernanke, 2005). Deler av dette kan forklares med at etter Asia-krisen i 1997/1998 økte spareraten kraftig i mange asiatiske land. Denne økte sparingen ble så brukt til å investere i I-land (Eksempelvis ved å kjøpe amerikansk statsgjeld), noe som også ga landene økt beskyttelse mot trusselen om kapitalflyt ut av landet (Bernanke, 2005).

I Kina kan ettbarnspolitikken ha hatt en betydelig effekt på den økte spareraten i landet. Bean et al. (2015) finner at i 1980 var fødselsraten per kvinne i Kina 2,63, men at i 2009 hadde fødselsraten per kvinne falt helt ned til 1,61. Dette betyr at familiene blir mindre (to foreldre og ett barn istedenfor to barn). I Kina er det store mangler når det kommer til offentlige sikkerhetsnett, og det kombineres nå med at det blir født færre barn til å ta vare på foreldrene når de blir eldre (Bean et al., 2015). Dette gjør det mer sannsynlig at foreldrene vil være avhengige av å betale for plass på sykehjem eller annen hjelp, og for å få råd til dette må familiene spare mer. I 2015 ble ettbarnspolitikken opphevet og fra 01.01.2016 kunne hver familie få to barn (BBC, 2015). Dersom den høye kinesiske spareraten skyldes ettbarnspolitikken kan vi forvente at spareraten i Kina i tiden fremover vil reduseres noe.

Økt økonomisk ulikhet innad i et land kan også ha signifikant effekt på landets sparerate. Saez og Zucman (2014) finner at spareraten i USA er høyere for de med topp 1% av formue enn for de som er innenfor topp 1% til 10%. Denne spareraten er igjen høyere enn for de resterende 90% av befolkningen med lavest formue. Det at spareraten øker jo høyere formuen er betyr at økt inntektsulikhet vil bidra til økt nasjonal sparing ettersom inntekten da vokser hos den andelen av befolkningen med høy sparerate (de rike), sammenlignet med de som sparer lite (fattige). Den økte økonomiske ulikheten er ikke noe vi finner bare i USA, Piketty (2014) finner at siden 1980 har inntektsandelen til de 10% med høyest inntekt økt i blant annet USA, Storbritannia, Tyskland, Sverige, Frankrike, India, Sør-Afrika, Argentina og Kina. Ettersom de som er i det øvre sjiktet med tanke på inntekt/formue også er de som sparer mest betyr dette at den økte økonomiske ulikheten innad i land har ført til en økning i ønsket sparing.

Det er altså mange argumenter for at ønsket sparerate har økt globalt siden 1980-tallet, og mesteparten av dette skyldes økt ønsket sparing i EME. Dette vil kunne illustreres gjennom et positivt skift i spareraten som vist i graf 2.3. Et positivt skift i kurven for ønsket sparing vil medføre redusert rentenivå og økt andel av BNP som spares/investeres. På tross av mye tyder på at ønsket investering har økt, så har det ikke vært noen store endringer i andelen av BNP som har blitt spart/investert i løpet av de siste tretti årene (Rachel & Smith, 2015). En mulig forklaring på dette kan være at det har vært et negativt skift i kurven for ønsket investering i tillegg til skiftet i sparingskurven (Rachel & Smith, 2015). Et positivt skift i

ønsket sparing og et negativt skift i ønsket realinvestering kan illustreres ved å si at skiftene går fra $S(r)2$ og $I(r)2$ til $S(r)1$ og $I(r)1$ i graf 2.4. Vi beveger oss da fra punkt 2 til punkt 1, og vi ser at det oppstår et fall i realrenten samtidig som at andelen av BNP som spares/investeres endres minimalt.

3.1.3: Redusert investeringsetterspørsel i AE

Ifølge Eichengreen (2015) har den relative prisen på realkapital sammenlignet med konsumvarer falt kraftig siden 1980. Når vi ser på andelen av et lands BNP som brukes til investeringer vil dette ha to effekter. Den ene er at når kostnaden av å gjennomføre dagens investeringer reduseres, så vil andelen av BNP som investeres reduseres. Den andre er at det er rimelig å anta at når det blir relativt billigere å investere, så vil ønsket nivå på investeringer øke og bidra til å øke andelen av BNP som investeres (Rachel & Smith (2015)). Ifølge IMF (2014) er effekten av de reduserte kostnadene sterkere enn effekten av den økte investeringen, noe som betyr en reduksjon i ønsket investering (som andel av BNP) som følge av redusert pris på kapitalgoder.

Rachel og Smith (2015) finner at i perioden mellom 1980 og 2007 var det også en reduksjon i det offentlige investeringsnivået både i AE og EME. I løpet av denne tidsperioden falt det offentlige investeringsnivået som andel av BNP med 1 prosentpoeng. For AE har denne trenden fortsatt også etter 2007, og på tross av at denne raten har økt med 1 prosentpoeng i årene mellom 2005-2010 for EME forventer Rachel og Smith (2015) at dette er en midlertidig respons på svekket etterspørsel etter finanskrisen. De anslår at raten vil fortsette å falle for EME også i fremtiden, noe som vil holde investeringsetterspørselen lav.

3.1.4: Endringer i tilbud/etterspørsel etter risikofrie aktiva

I tidsperioden mellom 1980 og finanskrisen har det vært noen signifikante endringer i markedet for risikofrie aktiva (safe assets). Rachel og Smith (2015) viser at i 1985 så var gjennomsnittlig statsgjeld for AE på 50% av årlig BNP (Vektet for kjøpekraftsparitet). Denne gjelden er utstedt som statsobligasjoner, noe som ofte regnes som risikofrie aktiva. Innen 2010 hadde statsgjelden målt i årlig BNP økt til nesten 100% (Rachel & Smith, 2015). Det å øke statsgjelden gjøres ved å selge statsobligasjoner, noe som betyr at når landene øker statsgjelden så øker tilbudet av risikofrie aktiva.

I løpet av den samme perioden skjedde det også store endringer i etterspørselen etter risikofrie aktiva. Etterspørselssiden kan sies å bestå av fire grupper av aktører: Landets sentralbank, kommersielle banker, andre innenlandske investorer og utenlandske investorer.

I 1980 var det de kommersielle bankene som stod for mesteparten av oppkjøpet av statsgjelden, utenlandske investorer kjøpte litt mer av gjelden enn sentralbanken, men begge aktører etterspurte vesentlig mindre enn de innenlandske kommersielle bankene (Rachel & Smith, 2015). Rachel og Smith (2015) viser at 25 år senere har forholdet mellom aktørene på etterspørselssiden i markedet endret seg helt. Det er nå utenlandske investorer som står for mesteparten av etterspørselen, med innenlandske investorer like bak. Sentralbankene holder omtrent like mye som de gjorde i starten av perioden, mens etterspørselen fra de kommersielle bankene har blitt kraftig redusert. I 1985 holdt de kommersielle bankene statlig gjeld til en gjennomsnittlig verdi av rundt 20% av BNP, men dette har blitt halvert til rundt 10% i 2010 (Rachel & Smith, 2015). Kort oppsummert så økte etterspørselen etter risikofrie aktiva i tiårene før finanskrisen, men ettersom dette ble møtt av en enda større økning i tilbudet av risikofrie aktiva kan dette ha bidratt til å øke rentene. Dette vil da ha motvirket noe av fallet i rentene forårsaket av andre faktorer over samme tidsperiode.

Etter finanskrisen har flere land opplevd at kredittratingen på statsobligasjonene har blitt svekket. Denne svekkede kredittratingen betyr at mange av statsobligasjonene ikke lenger regnes som risikofrie aktiva, slik at det blir en reduksjon i tilbudet av risikofrie aktiva (Rachel & Smith, 2015). Finanskrisen har også ført til endringer på etterspørselssiden i markedet. Nye reguleringer for banker innebærer at kommersielle banker må holde mer likvide aktiva enn tidligere, og dette har ført til at etterspørselen etter risikofrie aktiva fra de kommersielle bankene har økt (Rachel & Smith, 2015). I tillegg har sentralbanker gjennomført kvantitative lettelser, de kjøper da opp statlig gjeld i et forsøk på å redusere renten over en lengre periode (Bean et al., 2015). Redusert tilbud kombinert med at etterspørselen har økt har ført til press for lavere renter.

3.1.5: Økning i kredittspredningen

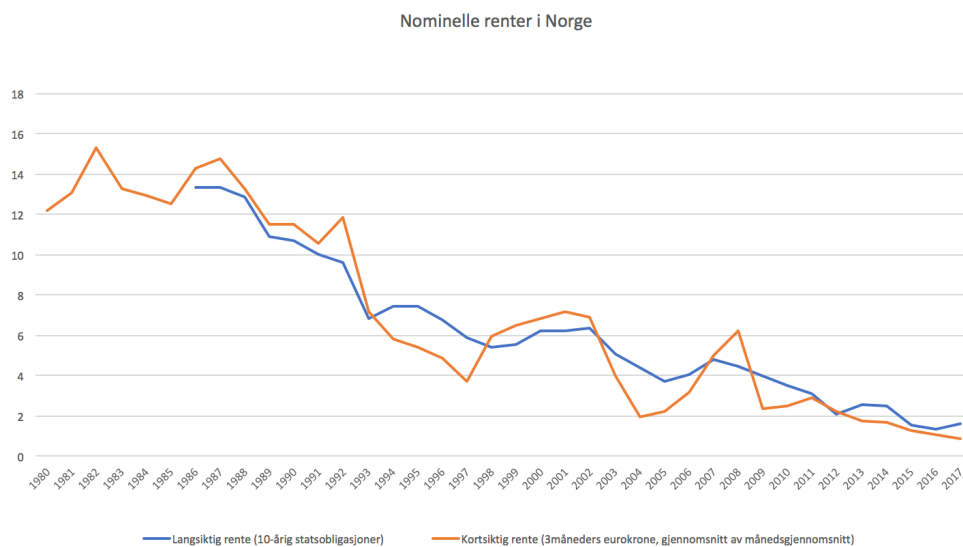
I løpet av de siste tiårene har kredittspredningen mellom den risikofrie renten og kostnaden av kapital økt. Årsaken er at den risikofrie renten har falt raskere enn avkastningen på kapital. (IMF, 2014). Når kredittspredningen øker medfører det at firmaenes lånekostnader ved investeringer øker, fordi risikopremien/rentepåslaget på lånet øker, og dette reduserer ønsket realinvestering (Rachel og Smith, 2015). Effekten av den observerte økningen i kredittspredningen kan simuleres ved å gjennomføre et negativt skift på investeringskurven i

graf 2.2. Vi ser da at økt kredittspredning medfører en reduksjon i etterspørselen etter investeringer, og dette bidrar til å dytte realrenten nedover. (Mendes, 2014).

3.2: Har realrenten falt i Norge også, og hva kan være årsakene til dette?

Graf 3.1 viser utviklingen i kortsiktige nominelle renter i Norge for perioden 1980-2017 (OECD, 2018j) og langsiktige nominelle renter for perioden 1986-2017 (OECD, 2018i):

Graf 3.1: Nominelle renter i Norge



Vi ser at rentene i Norge viser samme utvikling som de globale rentene jeg så på i innledningen. Konklusjonen da var at fallet i de globale nominelle rentene de første årene til en viss grad var kunne ha blitt drevet av reduserte inflasjonsforventninger, men at de nominelle rentene fortsatte å falle etter at inflasjonsforventningene flatet ut. Vi ser den samme utviklingen i Norge. Norges Bank (2017) har sett på utviklingen i konsumprisindeksen (KPI) fra 1985 til 2017. Som i utlandet falt inflasjonen i Norge ganske kraftig fra 1980-tallet til den første tredjedelen av 1990-tallet, og gitt at aktører baserer inflasjonsforventningene sine på inflasjonen de siste årene vil inflasjonsforventningene ha falt i løpet av denne tidsperioden. I 2001 gikk Norges Bank over til et inflasjonsmål på 2,5% (Gjedrem, 2001). Selv om dette i ettertid har blitt endret til å skulle være nær 2% årlig (Norges Bank, 2016a), så må overgangen til inflasjonsmål sies å ha stabilisert inflasjonen sammenlignet med tidligere. På tross av at inflasjonen til en viss grad har stabilisert seg rundt 2 prosent de siste 20-25 årene har de nominelle rentene fortsatt å falle (se graf 3.1). Som for de globale nominelle rentene ser det altså ut til at deler av det originale fallet i norske nominelle renter kan forklares av

fallende inflasjonsforventninger. Når de nominelle rentene da fortsetter å falle etter at inflasjonen har blitt mer stabil så tyder det på at det er et fall i realrenter og ikke bare et fall i inflasjonsforventninger.

Jeg ønsker så å se på de demografiske endringene Norge har opplevd de siste tiårene. I perioden 1980-1985 lå den årlige befolkningsveksten på mellom 0,3-0,4% (OECD, 2018a), og andelen av befolkningen som var i sysselsettingsalder (15-64 år) var rundt 63% (OECD, 2018b). I tiårene siden det har begge økt, og i 2014 lå den årlige vekstraten til befolkningen på 1,12% (OECD, 2018a) og andelen av befolkningen som er mellom 15-64 var i 2014 på 65,8% (OECD, 2018b). Vi ser at vi i Norge har opplevd en reduksjon i avhengighetsraten de siste tiårene, og andelen av personene i sysselsettingsalder har økt. Vi vet fra før at når andelen av befolkningen som er i arbeidsalder øker, så vil også ønsket sparing øke. Tall fra OECD (OECD, 2018c) viser at faktisk sparing falt fra midten av 1980-tallet fram til 1993, hvor spareraten var nede på 6,8% av BNP. Siden det økte spareraten og etter 1999 har ikke spareraten vært under 14% av BNP (De fleste årene har den ligget på rundt 20%). Spareraten var i 2017 litt høyere enn i 1980 (16,3% mot 14,7%), men ettersom den i mange av de siste årene lå på rundt 20% kan vi si at spareraten i Norge har økt i løpet av de siste tiårene. På tross av dette er det viktig å huske at en for åpen økonomi er det ikke bare innenlandsk ønsket sparing og investering som betyr noe, men også de ønskede globale sparings- og investeringsratene (Todaro og Smith, 2014).

Som nevnt i tidligere har vekstraten i produksjon stor påvirkningskraft på realrentenivået, så jeg vil derfor se på hvilke faktorer som påvirker den norske økonomien. Bergholt, Larsen og Seneca (2017) konkluderer med at svingninger i fastlands-BNP kan forklares ut ifra fem faktorer. Den viktigste faktoren er oljeprisen, og hele 33% av svingningene i fastlands-BNP kan forklares av endringer i oljeprisen. De neste to faktorene, med henholdsvis forklaringskraft for 24% og 21% av svingningene, er utenlandsk tilbud og utenlandsk etterspørsel (Bergholt et al., 2017). De siste to faktorene er innenlandsk tilbud (15%) og innenlandske etterspørsel (7%) (Bergholt et al., 2017). I delkapittel 2.3 så jeg på forholdet mellom den globale renten og renten i en liten åpen økonomi. Min konklusjon var at det eksisterte en sterk sammenheng mellom renten globalt og renten i en liten åpen økonomi, men at innenlandske faktorer allikevel ville påvirke den nasjonale renten. Resultatene til Bergholt et al. (2017) viser her noe liknende. 45% av svingningene i norsk BNP skyldes endringer i globalt tilbud eller etterspørsel, så det er liten tvil om at endringer på verdensmarkedet påvirker oss her i Norge. Samtidig ser vi også at det ikke bare er utenlandske faktorer som påvirker den norske BNP-en, 22% av svingningene skyldes

endringer i norsk tilbud eller etterspørsel. For mange andre små åpne økonomier ville nok de fire sistnevnte faktorene stått for en enda større andel av svingningene i BNP, men for Norge er oljen betydelig faktor.

Cappelen, Eika og Prestmo (2014) finner at dersom oljeprisen øker så kan det føre til at prosjekter relatert til leting etter eller utvinning av oljebrønner som tidligere ikke ble ansett som lønnsomme nå blir det. Dersom nye prosjekter skal settes i gang samtidig som de eksisterende prosjektene fortsetter på samme nivå krever det at firmaene investerer i ny realkapital og ansetter nye arbeidere. I tillegg vil økt oljepris og nye oljeprosjekter øke statens inntekter, noe som kan brukes til økte offentlige investeringer (Cappelen et al., 2014). Økt ønsket investering i realkapital, økt konsum (gjennom økt sysselsetting) og økte offentlige utgifter vil alle gi et positivt skift i IS-kurven, og dermed økt rentenivå (Amighini et al., 2013). Et fall i oljeprisen vil ifølge samme teori gi redusert rente som et resultat av redusert etterspørsel, investeringer og konsum, men deler av effekten av prisendring kan motvirkes av endring i valutakursen. Et fall i oljeprisen vil redusere ønsket investering i Norge og valutakursen reduseres, dette kan igjen øke etterspørselen etter norske varer slik at fallet i konsum ikke blir like stort som det ellers ville vært. På samme måte vil økt oljepris kunne øke valutakursen, og reduksjonen i utenlandsk etterspørsel etter norske goder vil da redusere konsumveksten som følger av økt oljepris (Cappelen et al., 2014).

Prisen på import av råolje var litt over 30 dollar fatet i 1980³ (OECD, 2018d), men falt i løpet av de første fem årene av 1980-tallet og vippet rundt 20 dollar fatet fram til år 2000. Etter år 2000 økte prisen kraftig, og i 2011 nådde den en topp på over 100 dollar fatet (OECD, 2018d). I årene som fulgte har derimot oljeprisen falt kraftig, og i 2016 lå importprisen av råolje på 46 dollar per tønne (OECD, 2018d). Gitt at økt pris bidrar til økt rente, så vil økningen vi opplevde i oljeprisen mellom 2000 og 2011 ha motvirket noen av de globale effektene jeg så på i kapittel 3.1, og dermed hindret at rentenivået falt enda lavere. Selv om oljeprisen fortsatt er høyere enn i 1980 (OECD, 2018d), og at vi produserer mer enn i 1980 (OECD, 2018e), så har vi de siste par årene opplevd et fall i verdien av norsk oljeeksport, noe som vil ha hatt en negativ effekt på det norske realrentenivået.

Når det gjelder veksten i potensiell produksjon i Norge i løpet av denne tidsperioden er det mye som tyder på at den har falt. I delkapittel 2.2 forklarte jeg hvordan veksten i potensiell produksjon består av trendvekstraten til arbeidskraftens produktivitet og trendveksten til mengden arbeidskraft som brukes. Ettersom jeg ikke kan observere

³ Alle prisene er realpriser.

trendvekstratene ser jeg her på årlige vekstrater fra OECD (OECD, 2018f). I 1980 var den årlige produktivitsveksten til arbeidskraft på 2,1%, og i løpet av perioden 1980-2003 var den årlige vekstraten bare under 2% i 7 av 24 år. I 2016 var derimot den årlige vekstraten nede på 0,4%, og i årene fra 2004-2016 var ikke den årlige vekstraten over 2% i ett eneste år, og i 5 av årene var den under 0,5% (og til tider negativ). Vi kan altså konkludere med at det har vært en reduksjon i produktivitsveksten til arbeidskraft i Norge siden 2003. Det har også vært et lite fall i vekstraten til bruken av arbeidskraft. Etter store svingninger på 1980-, 1990- og 2000-tallet har det nå stabilisert seg litt siden 2010. I perioden mellom 2010 og 2017 var den gjennomsnittlige vekstraten til bruken av arbeidskraft i Norge på -0,16% årlig (OECD, 2018f). Sammenligner vi det med den gjennomsnittlige vekstraten for perioden mellom 1980-1986 så ser vi at den da lå på 0,25% årlig (OECD, 2018f). Vi ser altså at den gjennomsnittlige veksten i bruk av arbeidskraft har falt i Norge siden 1980.

Kapittel 4: Tidligere estimater for den nøytrale renten i Norge

På verdensbasis viser så godt som alle estimater at den globale nøytrale renten har falt, og artikler jeg har brukt tidligere i oppgaven som Mendes (2014) og Rachel og Smith (2015) konkluderer begge med at den nøytrale renten har falt henholdsvis i Canada og globalt. Holston et al (2017a) estimerer den nøytrale renten i USA, Canada, EU og Storbritannia, og konkluderer med at den nøytrale renten har falt med mellom 1,5-3 prosentpoeng i alle de fire økonomiene. I dette kapitlet skal jeg se på noen av de tidligere estimeringene som er gjort av den nøytrale renten i Norge.

I 2000 brukte Hammerstrøm og Lønning Ramsey-modellen som vist av likning 2.1 til å estimere den langsiktige nøytrale renten i Norge. Som vanlig når det gjelder estimering av noen former for nøytrale renter så er det et problem at parameterne/variablene ikke kan observeres. Hammerstrøm og Lønning beregnet befolkningsveksten, og fant produksjonsveksten x ved å bruke BNP-vekst per sysselsatt for fastlands-Norge. Verdiene for p og θ kan derimot ikke observeres, og parameterverdiene ble derfor satt på teoretisk grunnlag. Tidligere vitenskapelige artikler og forskning kommer fram til ulike verdier på de to parameterne, så Hammerstrøm og Lønning valgte dermed å bruke de ulike parameterverdiene til å lage en øvre og nedre grense for den nøytrale renten i Norge. For den nedre grensen settes $p=0$ og $\theta = 1$, mens for den øvre grensen settes $p=3,4$ og $\theta = 2$. Etersom denne måten å finne den nøytrale renten baserer seg på at den nøytrale renten over tid vil bevege seg mot den langsiktige nøytrale renten kan den ikke brukes til å estimere den nøytrale renten på et gitt tidspunkt. Dette er fordi vi ikke kan vite om den nøytrale renten er lik den langsiktige nøytrale renten på dette tidspunktet, eller om forstyrrelser medfører et gap mellom de to rentene. Hammerstrøm og Lønning bruker gjennomsnittsverdier for x og n over lengre perioder, og vi får da gjennomsnittsestimater for den langsiktige nøytrale renten for en gitt tidsperiode. De mest relevante resultatene fra Hammerstrøm og Lønning presenteres i tabell 3.1 (Hammerstrøm & Lønning, 2000):

Tabell 3.1:

Øvre og nedre grense for langsiktig nøytral rente (Hammerstrøm og Lønning, 2000)

	X	N	Nedre grense ($p = 0, \theta = 1$)	Nedre grense ($p = 3,4, \theta = 2$)
Norge (1870-1999)	1,9	0,7	2,6	7,9
Norge (1969-1999)	2,2	0,5	2,7	8,3
Norge (1990-1999)	2,1	0,4	2,5	8,2

Estimatene gir en nedre grense på rundt 2,5% uavhengig av tidsperioden som observeres, og den øvre grensen anslås til å ligge på rundt 8%. Vi ser altså at estimatene med denne metoden gir oss lite informasjon. Det store gapet, i gjennomsnitt er det 5,53 prosentpoeng mellom øvre og nedre grense, gjør det vanskelig å si noe om nivået den langsiktige nøytrale renten har ligget på i perioden. I tillegg viser dette øvre og nedre grense på gjennomsnittlig langsiktig nøytral rente, slik at den langsiktige nøytrale renten på et spesifikt tidspunkt kan ligge over den øvre grensen eller under den nedre grensen.

Hammerstrøm og Lønning benytter seg også av en annen metode basert på samme teoretiske grunnlag om at den nøytrale renten over tid vil bevege seg mot den langsiktige nøytrale renten. Langsiktige renter ligger på det rentenivået vi forventer skal gjelde når påvirkningen fra sykliske faktorer har passert. Ved å ta gjennomsnittet over lengre tidsperioder, helst en hel konjunktursykel, er teorien at de positive og negative sykliske faktorene som påvirker renten vil nøytralisere effekten av hverandre. Ved å ta gjennomsnittet av de langsiktige rentene over tid kan vi dermed i teorien finne en gjennomsnittverdi som er tilnærmet den langsiktige nøytrale renten (Hammerstrøm & Lønning, 2000). Fordelen med denne metoden er at den er enkel å gjennomføre og at det ikke er noen ukjente parametere eller variabler som må estimeres. Ulempen er at det er vanskelig å vite nøyaktig når en konjunktursykel starter og slutter, og det er ingen garanti for at gjennomsnittet av de langsiktige rentene vil være lik den langsiktige nøytrale renten. Dette er en metode som diskuteres i Blinder (1998) og som senere også har blitt brukt til å estimere den nøytrale renten i flere av Norges Bank pengepolitiske rapporter (Se for eksempel Norges Bank (2018a) eller Norges Bank (2016b)).

Med denne metoden estimerer Hammerstrøm og Lønning den langsiktige nøytrale renten i tidsperioden 1961 til 1999, og deler så tidsperioden opp i tre kortere perioder fra 1961 til 1971, 1972 til 1986 og 1987 til 1999. De finner da at gjennomsnittlig langsiktig nøytral rente lå på 2,7% eller 2,6% ved bruk av henholdsvis løpende realrenter eller treårs glidende gjennomsnitt⁴ når hele perioden ble observert samlet. I perioden 1961 til 1971 finner de at gjennomsnittsverdien lå på 0,6% uavhengig av renten som benyttes. I perioden 1972 til 1986 ligger gjennomsnittet på 1% for løpende realrente og 0,9% for treårs glidende gjennomsnitt. I den siste perioden fra 1987 til 1999 finner de at den gjennomsnittlige langsiktige nøytrale renten var lik 4,9% basert på begge realrentene (Hammerstrøm & Lønning, 2000). Vi ser altså at det her estimeres at de langsiktige nøytrale rentene har økt over tid, noe som går imot empirien og teorien diskutert i de to foregående kapitlene. Estimaten for den lange perioden ligger også akkurat på/rett under den nedre grensen som ble estimert ved hjelp av Ramsey-modellen. Ramsey-estimatene gjaldt for perioden 1969-1999, og ettersom estimatene med denne metoden viste at gjennomsnittlig langsiktig nøytral rente var på sitt laveste i perioden 1961 til 1979, så tyder det på at om vi med også denne metoden bare hadde sett på perioden 1969-1999 ville den gjennomsnittlige nøytrale realrenten ligget innenfor den øvre og nedre grensen som estimert av Ramsey-modellen. (Hammerstrøm & Lønning, 2000).

Det er også mulig å bruke mer avanserte matematiske metoder for å estimere de ukjente variablene/parameterne istedenfor å anta en verdi basert på teori. Bernhardsen og Gerdrup (2006) viser hvordan en matematisk modell med ukjente variabler kan estimeres ved hjelp av kalmanfilteret. Ved å sette opp en modell som viser den forventede matematiske sammenhengen mellom variabler (basert på teori) og å bruke de dataene vi faktisk kan observere kan kalmanfilteret brukes til å estimere de uobserverbare variablene. Modellen består av fire likninger (Bernhardsen & Gerdrup, 2006):

$$4.1: \quad r_t = r_t^* + e_t$$

$$4.2: \quad r_t^* = \mu + z_t$$

$$4.3: \quad z_t = \rho z_{t-1} + \varepsilon_t \quad \text{hvor } \varepsilon_t \sim N(0, \sigma_\varepsilon^2)$$

$$4.4: \quad x_t = \alpha x_{t-1} - \beta(r_{t-1} - r_{t-1}^*) + \eta_t \quad \text{hvor } \eta_t \sim N(0, \sigma_\eta^2)$$

⁴ Løpende realrenter er her nominell langsiktig rente i år t minus konsumprisveksten i år t, treårs glidende gjennomsnitt er nominell langsiktig rente i år t minus gjennomsnittlig konsumprisvekst i år t-1, t og t+1.

Den første likningen sier at realrenten er lik den nøytrale renten pluss en syklisk del. I den andre likningen så representerer μ den langsiktige nøytrale renten, og z_t representerer forstyrrelser som forårsaker et gap mellom den nøytrale renten og den langsiktige nøytrale renten. Størrelsen på disse forstyrrelsene avhenger av forstyrrelsene i forrige periode (dette er altså en AR(1)-prosess), og eventuelle nye faktorer som påvirker forstyrrelsene (ε_t). Den siste likningen er en forenklet likning for produksjonsgapet i Norge som sier at produksjonsgapet i nåværende periode avhenger av produksjonsgapet i forrige periode, rentegapet i forrige periode og et restledd. Denne likningen gir et forhold mellom rentegapet og produksjonsgapet, og ved å bruke Norges Banks estimater for produksjonsgapet og faktiske realrenter (observerte nominelle renter minus et mål for inflasjon) kan modellen settes i state-space form og estimeres ved hjelp av kalmanfilteret. Ved hjelp av denne modellen estimerer Bernhardsen og Gerdrup at den nøytrale realrenten i Norge lå på litt over 5% i 1997 og at den har falt ned til litt over 2% i 2006, selv om de regner med at en nøytral rente i området 2,5%-3,5% er normalen for Norge. (Bernhardsen & Gerdrup, 2006).

Modellen Bernhardsen og Gerdrup benyttet seg av er en forenklet modell som utelater flere faktorer som kan gi oss informasjon om forholdet mellom realrentenivå og nøytral rente (som for eksempel inflasjonsnivået). I pengepolitisk rapport 2/2018 presenterer igjen Norges Bank estimater for den nøytrale renten beregnet ved hjelp av kalmanfilteret (Norges Bank, 2018a). Modellen som benyttes i det tilfellet blir ikke presentert i rapporten, men det henvises til en kommende artikkel om temaet som ikke er publisert på tidspunktet denne masteroppgaven skrives. Resultatene fra estimeringen for perioden 2003 til 2017 presenteres likevel i rapporten. Norges Bank estimerer to versjoner av modellen. Den ene estimeres med prisveksten på innenlandske produserte varer og tjenester som mål på inflasjon, mens den andre bruker lønnsveksten. Modellen med prisvekst estimerer at den nøytrale realrenten lå litt under 2% i 2003, og at den på tross av noen svingninger falt ned til 0% i 2017. Estimater basert på lønnsvekst ligger litt over det basert på prisvekst, med et estimat på 2% i 2003 og rett under 1% i 2017. Norges Bank avslutter med å anslå at den norske nøytrale renten ligger i sjiktet mellom 0% og 1%. (Norges Bank, 2018a).

Vi ser altså at den nøytrale renten har blitt forsøkt estimert på flere ulike måter i Norge tidligere. Det er også interessant å se at flere av de eldre artiklene forsøkte å estimere den langsiktige nøytrale renten basert på enkle modeller og ved måling av langsiktige renter over tid. De nyeste estimatene baserer seg i større grad på mer avanserte matematiske modeller og metoder, og estimerer den nøytrale renten istedenfor å estimere den langsiktige nøytrale renten for deretter å si at den nøytrale renten vil bevege seg mot det nivået.

Kapittel 5: Estimeringsmetoder for den nøytrale renten i Norge

5.1: Valg av modeller

Som forklart tidligere er det mye usikkerhet knyttet til estimeringen av den nøytrale renten ettersom vi ikke kan måle den, og vi kan ofte heller ikke måle nivåene på faktorene vi tror påvirker den. Konsekvensen er at vi ikke vet hvilke metoder som mest nøyaktig estimerer den nøytrale renten. Jeg ønsker derfor å benytte meg av to ulike metoder for å estimere den nøytrale renten, og dersom de to metodene kommer frem til omtrentlig samme resultater vil det gi ekstra tyngde bak estimeringen.

I forsøket mitt på å estimere den nøytrale renten i Norge velger jeg å benytte meg av modellen utviklet av Holston, Laubach og Williams (HLW-modellen) (Holston et al., 2017). Dette er den modellen jeg oppfatter som ledende innen estimering av den nøytrale renten, og den (eller dens forgjenger fra 2003 (Laubach og Williams, 2003) blir referert til eller benyttet i de fleste liknende estimeringer og diskusjoner rundt den nøytrale renten (Eksempelvis: Bernhardsen, 2005, Arestis og Chortareas, 2007, Kiley & Roberts, 2017 og Pedersen, 2015). Modellen er i utgangspunktet utviklet av Laubach og Williams (2003) for å estimere den nøytrale renten i USA, men blir i artikkelen fra 2017 brukt til å estimere den nøytrale renten i USA, Canada, Storbritannia og EU. Modellen bruker et estimert realrentegap til å forklare både produksjonsgap og inflasjon. Forholdet mellom realrentegapet, produksjonsgapet og inflasjonen vises matematisk gjennom en IS-kurve og en Phillips-kurve. Modellen har en svakhet ved at den er utformet for en lukket økonomi (eventuelt en stor nok økonomi til å være prissetter på verdensmarkedet). På tross av dette har modellen blitt brukt til å estimere den nøytrale renten i blant annet Canada, som ofte også regnes som en liten åpen økonomi på verdensbasis. Dette er en komplisert matematisk modell, og hoveddelen av estimeringen min vil gjøres gjennom denne modellen.

For å komplementere estimatene fra HLW-modellen velger jeg i tillegg å estimere endringen i den nøytrale renten gjennom en enklere modell. Modellen, som er utviklet av Dorich, Mavalwalla og Mendes (DMM-modellen), består bare av én likning (Mendes, 2014). I motsetning til de fleste modeller for estimerer av den nøytrale renten, så forsøker ikke DMM-modellen å estimere nivået på den nøytrale renten, men den estimerer heller endringen (Mendes, 2014). Denne modellen reduserer noe av den tilknyttede usikkerheten ved estimering av nøytral rente ved å ikke forsøke å estimere hvilket nivå den nøytrale renten ligger på, modellen ser heller bare på hvordan den nøytrale renten endres. Ulempen er at selv

om endringsestimaterne er presise, så er ikke nytten når det gjelder utforming av pengepolitikken like stor. Dersom vi finner at den nøytrale renten har falt med 1 prosentpoeng, så kan vi ikke med sikkerhet si hva det gjør med produksjonsgapet og hvordan inflasjonen vil være fremover. Dersom realrenten var mer enn 1 prosentpoeng lavere enn den nøytrale renten vil effekten av fallet være at rentenivået i mindre grad enn tidligere er ekspansiv. Dersom realrenten var akkurat 1 prosentpoeng lavere enn den nøytrale renten før fallet vil rentenivået ha gått fra å være ekspansivt til nøytralt, og dersom realrenten var mindre enn 1 prosentpoeng lavere enn den nøytrale renten vil rentenivået ha gått fra å være ekspansivt til kontraktivt. Denne modellen gir altså begrenset informasjon hvis vi ser på den alene, men dersom den sees i sammenheng med andre estimeringer av den nøytrale renten kan den bidra til å gi økt forklaringskraft til de estimerte resultatene.

Jeg bruker altså en komplisert matematisk modell til å estimere nivået på den nøytrale renten gjennom hele tidsperioden, og en enklere modell til å estimere hvordan endringen har vært fra 1980 til 2016. Det jeg ønsker å finne er da at fallet i nøytral rente som estimert av HLW-modellen er omtrentlig likt som endringen estimert av DMM-modellen.

5.2: DMM-modellen

Modellens ene likning er (Mendes, 2014):

$$5.1: \quad \Delta r^* = 0,5 * \Delta tlp + 0,4 * \Delta tli - 0,3 * \Delta fcs + 0,5 * \Delta r^{world}$$

Delta (Δ) er som vanlig et endringssymbol og viser endringen i variabelen fra en gitt periode til neste. I denne modellen viser for eksempel r^* den nasjonale nøytrale renten, og Δr^* kunne også blitt skrevet som $r_t^* - r_{t-1}^*$. I modellen antas det at endringer i den nøytrale renten kan forklares ved hjelp av endring i en (eller flere) av fire faktorer. Den første faktoren er endring i trendproduktivitetsveksten til arbeidskraft (tlp). Gitt alt annet likt vil økt produktivitet gi økt vekst i potensiell produksjon. Fra kapittel 2.2 vet vi at økt vekst i potensiell produksjon vil øke den nøytrale renten, og Mendes (2014) antar at dersom trendproduktivitetsveksten til arbeidskraft øker med 1 prosentpoeng vil den nøytrale renten øke med 0,5 prosentpoeng.

Den neste faktoren er veksten i mengden arbeidskraft som brukes i produksjonen (tli). I kapittel 2.2 og 3.1 så vi at en økning i arbeidsstyrken vil øke den potensielle produksjonen, som igjen vil øke den nøytrale renten. Effekten av veksten i arbeidskraften som brukes er svakere enn effekten av veksten i produktivitet ifølge Mendes (2014), og dersom veksten i

mengden arbeidskraft som brukes øker med 1 prosentpoeng vil den nøytrale renten øke med 0,4 prosentpoeng.

Den tredje faktoren som trekkes frem er endringer i rentespredningen mellom den risikofrie raten og raten firmaer tilbys når de skal låne penger. I kapittel 3.1 så jeg på økningen i denne spredningen som en av forklaringene på fallet i realrenten. En økning i spredningen vil redusere ønsket investering, noe som fører til et negativt skift i investeringskurven. Dette betyr igjen at den nøytrale renten reduseres. Mendes (2014) mener at dersom spredningen mellom den risikofrie renten og firmaenes investeringskostnad øker med 1 prosentpoeng så vil den nøytrale renten reduseres med 0,3 prosentpoeng.

Som vist i delkapittel 2.3 vil rentenivået i en liten åpen økonomi i stor grad påvirkes av det globale rentenivået. Denne modellen går ikke så langt som Mundells teori om at den nøytrale renten vil være identisk med den globale nøytrale renten, men den tar hensyn til at endringer i det globale rentenivået vil endre det nasjonale rentenivået for en liten åpen økonomi. Mendes (2014) mener at dersom det globale nøytrale rentenivået øker med 1 prosentpoeng så vil det nasjonale nøytrale rentenivået øke med 0,5 prosentpoeng.

5.3: HLW-modellen

5.3.1: Teoretisk grunnlag

Modellen presentert i Holston et al. (2017a) består av seks likninger. Den første av de er IS-kurven som vist av likning 5.2:

$$5.2: \quad \tilde{y}_t = a_{y,1}\tilde{y}_{t-1} + a_{y,2}\tilde{y}_{t-2} + \frac{a_r}{2}\sum_{j=1}^2(r_{t-j} - r_{t-j}^*) + \varepsilon_{\tilde{y},t}$$

Likning 5.2 er IS-kurven som brukes i estimeringen, og produksjonsgapet defineres her som $\tilde{y}_t \equiv 100 * (y_t - y_t^*)$ (Holston et al., 2017a). Variablene som inngår i likningen er logaritmen til produksjon (y_t), logaritmen til potensiell produksjon (y_t^*), realrente (r_t), og den nøytrale renten (r^*). Vi ser at produksjonsgapet i den nåværende perioden avhenger av produksjonsgapet i de to foregående periodene, gjennomsnittlig realrentegap de to siste periodene, og et restledd $\varepsilon_{\tilde{y},t}$ som fanger opp potensielle sjokk på produksjonsgapet. I modellen antas det også at summen av $a_{y,1}$ og $a_{y,2}$ er mindre enn 1 (forutsetning 1), dette er fordi dersom summen var over 1 så ville et produksjonsgap bare økt og økt over tid (Det antas altså at det er en stabil prosess) (Holston et al., 2017a). Det antas også at a_r er negativ (forutsetning 2), noe som begrunnes med at et rentenivå over den nøytrale renten vil virke

kontraktivt på økonomien og dermed redusere et eventuelt positivt produksjonsgap, og øke et eventuelt negativt produksjonsgap (Holston et al., 2017a). Dersom vi antok at summen av $a_{y,1}$ og $a_{y,2}$ er lik null så vil estimeringen være av den kortsiktige nøytrale renten, dette er fordi hvis vi hadde satt realrenten lik den nøytrale renten så ville produksjonsgapet blitt lik null for denne perioden. Dersom summen av $a_{y,1}$ og $a_{y,2}$ er over null (men mindre enn 1 som antatt) ser vi derimot på den nøytrale renten på mellomlang sikt, dersom realrenten nå settes lik den nøytrale renten vil ikke et produksjonsgap umiddelbart forsvinne, men det vil over tid reduseres til det blir null. Dette stemmer bedre overens med definisjonen jeg bruker på den nøytrale renten om at det er rentenivået som gir lukket produksjonsgap og konstant inflasjon over en konjunktursykel.

$$5.3: \quad \pi_t = b_\pi \pi_{t-1} + (1 - b_\pi) \pi_{t-2,4} + b_y \tilde{y}_{t-1} + \varepsilon_{\pi,t}$$

Likning 5.3 er Phillipskurven, og vi ser at inflasjonen (π_t) er bestemt av inflasjonen i forrige periode (π_{t-1}), gjennomsnittlig inflasjon i de tre periodene før det igjen ($\pi_{t-2,4}$), produksjonsgapet den foregående perioden, og et restledd $\varepsilon_{\pi,t}$ som fanger opp sjokk på inflasjonen. Det antas her at b_y er positiv, slik at et positivt produksjonsgap vil føre til økt inflasjon, og et negativt produksjonsgap vil føre til redusert inflasjon (forutsetning 3) (Holston et al., 2017a). I IS-kurven (5.2) så vi at dersom realrenten ble satt lik nøytral rente så vil produksjonsgapet etterhvert lukkes. I Phillipskurven (5.3) ser vi at dersom produksjonsgapet lukkes vil inflasjonen bare avhenge av foregående inflasjon og restleddet. Dersom vi antar fravær av inflasjonssjokk vil inflasjonen dermed etterhvert stabilisere seg. Disse to likningene viser dermed hvordan den nøytrale renten er rentenivået som over tid vil gi lukket produksjonsgap og stabil inflasjon.

$$5.4: \quad r_t^* = g_t + Z_t$$

Likning 5.4 definerer den nøytrale renten. Forholdet mellom trendveksten i potensiell produksjon (g_t) og nøytral rente ble estimert i 2003 av Laubach og Williams, og de fant at en økning i trendveksten på 1% medførte en nesten tilsvarende økning i den nøytrale renten (Holston et al., 2017a). Derfor antas det at koeffisienten foran g_t er lik 1. Z_t er en variabel som fanger opp de andre faktorene som påvirker den nøytrale renten utenom trendveksten

(Holston et al., 2017A), dette kan blant annet være en endring i ønsket sparing eller ønsket investering (se kapittel 2.2).

$$5.5: \quad y_t^* = y_{t-1}^* + g_{t-1} + \varepsilon_{y^*,t}$$

Likning 5.5 sier at logaritmen til potensiell produksjon er lik potensiell produksjon i forrige periode pluss forrige periodes trendvekst i potensiell produksjon. I tillegg inkluderes restleddet $\varepsilon_{y^*,t}$ som fanger opp sjokk på potensiell produksjon. Vi ser her at en ny innovasjon som fanges opp av $\varepsilon_{y^*,t}$ vil gi en permanent økning i potensiell produksjon, men at det bare vil medføre økt vekst i potensiell produksjon en periode (Holston et al., 2017a).

$$5.6: \quad g_t = g_{t-1} + \varepsilon_{g,t}$$

I likning 5.6 ser vi at veksten i potensiell produksjon er lik forrige periodes vekst pluss eventuelle sjokk på vekstraten ($\varepsilon_{g,t}$). I motsetning til sjokk direkte på potensiell produksjon ser vi at en innovasjon som fanges opp av $\varepsilon_{g,t}$ vil ha en permanent effekt på vekstraten til potensiell produksjon (Holston et al., 2017a). Som vist i tidligere i oppgaven kan endring i produktivitsveksten til arbeidskraft eller endring i veksten i mengden arbeidskraft som brukes kan være noen av faktorene som fanges opp av $\varepsilon_{g,t}$.

$$5.7: \quad Z_t = Z_{t-1} + \varepsilon_{Z,t}$$

Likning 5.7 viser at de resterende faktorene som påvirker den nøytrale renten vil være lik forrige periodes verdi pluss restleddet $\varepsilon_{Z,t}$ som fanger opp nye endringer som kan påvirke realrenten. Dette kan som nevnt tidligere være en endring i ønsket sparing eller ønsket investering (Holston et al., 2017a).

Restleddene $\varepsilon_{y^*,t}$, $\varepsilon_{g,t}$ og $\varepsilon_{Z,t}$ antas å være normalfordelte med standardavvikene σ_{y^*} , σ_g og σ_Z . Restleddene antas å ikke være seriekorrelerte, og det antas streng eksogenitet (Holston et al., 2017a).

5.3.2: Estimeringsmetode

For å estimere modellen setter jeg den først opp i state-space form. Modellen i state-space form (i dette tilfellet en lineær gaussian state-space modell) består av to likninger. (Holston et al., 2017b). De to likningene kalles for observasjonslikningen og statelikningen (Statelikningen er satt opp i en VAR(1) form med en lagget avhengig variabel som en forklaringsvariabel) (Harvey, 1989). Tanken bak state-space modellen er at variablene vil utvikle seg over tid basert på hvordan de settes opp i statelikningen. Problemet er at jeg ikke kan observere verdiene til den avhengige variabelen (eller den laggede avhengige variabelen), og dermed må jeg bruke observasjonslikningen (som består både av variabler som kan observeres og som ikke kan observeres) til å estimere utviklingen i statelikningen (Harvey, 1989). Estimeringen av state-space modellen består dermed av to deler, først må jeg finne en måte å estimere verdiene for de uobserverbare variablene og så må modellens parametere estimeres. Likningene 5.8 og 5.9 viser HLW-modellen i state-space form (Holston et al., 2017b):

$$5.8: \quad \mathbf{y}_t = \mathbf{A}' * \mathbf{x}_t + \mathbf{H}' * \xi_t + \mathbf{v}_t \quad \text{hvor } \mathbf{v}_t \sim N(0, \sigma_{v_t}^2) \quad (\text{Observasjonslikning})$$

$$5.9: \quad \xi_t = \mathbf{F} * \xi_{t-1} + \epsilon_t \quad \text{hvor } \epsilon_t \sim N(0, \sigma_{\epsilon_t}^2) \quad (\text{Statelikning})$$

Likningene 5.8 og 5.9 består av tre vektorer (\mathbf{y}_t , \mathbf{x}_t og ξ_t). Vektoren \mathbf{y}_t består av observerbare endogene variabler i nåværende periode, vektoren \mathbf{x}_t består av eksogene og laggede eksogene variabler, og vektoren ξ_t består av de uobserverbare variablene. (Holston et al., 2017b). \mathbf{A}' og \mathbf{H}' er matriser som inneholder parametere som skal estimeres. \mathbf{v}_t og ϵ_t er vektorer med stokastiske forstyrrelser, og antas å være både normalfordelte og ikke korrelerte med hverandre (Holston et al., 2017b). Gjennomsnittsverdien til vektorene er null, og kovariansmatrisen til \mathbf{v}_t er \mathbf{R} (\mathbf{R} antas å alltid være en diagonal matrise) og kovariansmatrisen til ϵ_t er \mathbf{Q} (Holston et al., 2017b). Vektorene og matrisene er vedlagt i vedlegg 1.

Det første problemet som må løses er altså at flere av variablene som benyttes i modellen er uobserverbare, dette gjelder potensiell produksjon, trendvekstraten til potensiell

produksjon, variabelen Z som fanger opp andre faktorer som påvirker den nøytrale renten, og den nøytrale renten. Disse variablene ønsker jeg å estimere ved hjelp av kalmanfilteret. Kalmanfilteret er en gjentakende matematisk metode som benyttes til å estimere uobserverbare variabler gjennom iterasjon som forklart i Harvey (1989). Gjennom modellen satt opp i state-space form forteller vi hvordan vi tror det matematiske systemet ser ut, og for hver tidsperiode i analysen vil kalmanfilteret predikere en verdi for variablene i modellen. Kalmanfilteret vil deretter benytte seg av de observerbare dataene til å oppdatere disse estimatene basert på den nye informasjonen som er tilgjengelig. Det er ønskelig at avviket mellom estimert variabel og faktisk målt variabel blir så lav som mulig, og kalmanfilteret vil da fortsette å estimere og oppdatere helt til variansen til avviket mellom estimert variabel og målt variabel minimeres (Harvey, 1989)

Modellens parametere vil estimeres ved hjelp av maximum likelihood-estimering. Maximum likelihood gjennomføres ved at det lages en sannsynlighetsfunksjon som viser sannsynligheten for å observere de observerte verdiene på variablene jeg har, gitt verdien på parameteren (Norden, 1972; Wooldridge, 2015). Målet er så å finne den parameterverdien som maksimerer sannsynlighetsfunksjonen. Resultatet er da at jeg estimerer en parameterverdi, og at denne parameterverdien viser det mest sannsynlige forholdet mellom forklaringsvariabel og avhengig variabel basert på de observerte verdiene jeg har (Norden, 1972; Wooldridge, 2015).

Før jeg kan starte med selve modellestimeringen er det et annet problem som må løses. Ifølge Holston et al. (2017a) er et pile-up problem noe som kan oppstå når vi har tidsserier på variabler som realrente og reell BNP-vekst. Når vi jobber med denne typen tidsserier skjer det ofte at varige endringer i variablene ikke blir fanget opp som vedvarende endringer, men at endringen istedenfor blir fanget opp som en del av mer midlertidige og forbigående sjokk (Holston et al., 2017a). Konsekvensen av dette er at når jeg skal estimere standardavvikene til trendvekstraten (g) og variabelen som fanger opp andre påvirkninger på den naturlige renten (Z), så vil disse estimatene ha en skjevhet mot null (Holston et al., 2017a). De estimerte standardavvikene vil altså være lavere enn de reelle standardavvikene. Holston et al (2017A) presenterer så en løsning på dette potensielle problemet basert på Stock & Watson (1998).

Ratene $\lambda_g \equiv \frac{\sigma_g}{\sigma_{y^*}}$ og $\lambda_z \equiv \frac{a_r \sigma_z}{\sigma_{\tilde{y}}}$ vil fungere som forventingsrette estimatorer for

standardavvikene til g og Z (Holston et al, 2017a). Jeg unngår dermed pile-up problemet ved å benytte meg av disse ratene istedenfor å bruke standardavvikene til g og Z når parameterne i

modellen skal estimeres.

Selve estimeringen av modellen må gjennomføres i tre steg:

Steg 1

Vektorene og matrisene som benyttes i steg 1 er vedlagt i vedlegg 1. Som vi ser fra vektor ξ_t så er variablene som skal estimeres i steg 1 produksjonsgapet (med lags), og som vi ser fra \mathbf{y}_t og \mathbf{x}_t så gjøres dette ved hjelp av dataene vi har om BNP og inflasjon. Målet i steg 1 er å estimere λ_g (Holston et al., 2017a).

For å kunne estimere produksjonsgapet må jeg først estimere den potensielle produksjonen i Norge. Dette gjøres ved hjelp av metoden presentert i Kuttner (1994). Kuttner ser på potensiell produksjon som en underliggende stokastisk trend, og benytter så en redusert-form Phillipskurve til å vise hvordan avvik fra denne trenden påvirker inflasjonen. En modell bestående av en likning for produksjon og en likning for inflasjon estimeres så ved hjelp av maximum likelihood gjennom kalmanfilteret (Kuttner, 1994). Denne metoden bruker altså informasjonen vi har om inflasjonen og faktisk produksjon, og forholdet mellom de to, til å estimere nivået på potensiell produksjon. For å estimere potensiell produksjon i Norge gjør jeg som i Holston et al. (2017a) og benytter en versjon av likning 5.2 hvor leddet med realrentegap er utelatt ettersom den nøytrale renten fortsatt er en ukjent variabel. Jeg antar også i dette steget at trendvekstraten g er konstant (Holston et al., 2017a). Deretter beregnes så den eksponentielle Wald-statistikken presentert i Andrews og Ploberger (1994) slik at vi finner verdien på den forventningsrette estimatoren $\lambda_g \equiv \frac{\sigma_g}{\sigma_{y^*}}$ (Holston et al., 2017a).

Steg 2

Vektorene og matrisene som benyttes her vises i vedlegg 1. Som vi ser fra vektor ξ_t så er variablene som skal estimeres i steg 2 produksjonsgapet (med lags) og et lag på trendveksten til potensiell produksjon, og som vi ser fra \mathbf{y}_t og \mathbf{x}_t så gjøres dette ved hjelp av dataene vi har om BNP, inflasjon og også realrenten med ett og to lag denne gangen. Målet i steg 2 er å finne λ_z (Holston et al., 2017b).

I steg 1 ble λ_g estimert, og jeg bruker denne estimerte verdien i steg 2. Jeg estimerer nå likningene 5.2-5.8 ved hjelp av kalmanfilteret som tidligere, men i motsetning til i steg 1 inkluderes nå realrentegapet og trendvekstraten g holdes ikke lenger konstant, men jeg antar i stedet at de andre faktorene som påvirker den nøytrale renten (Z) er konstant (Holston et al.,

2017a). Finner så verdien på λ_z ved hjelp av en Wald-test (Holston et al., 2017a).

Steg 3

Vektorene og matrisene som benyttes her vises i vedlegg 1. Som vi ser fra vektor ξ_t så er variablene som skal estimeres i steg 3 produksjonsgapet (med lags), to lags på trendveksten til potensiell produksjon og to lags på variabelen Z_t . Som vi ser fra \mathbf{y}_t og \mathbf{x}_t så gjøres dette ved hjelp av dataene vi har om BNP, inflasjon og realrenten.

I dette siste steget så bruker jeg de estimerte verdiene for λ_g og λ_z fra de to første estimeringsstegene. Jeg bruker nå kalmanfilteret til å estimere de uobserverbare variablene, og deretter maximum likelihood til å estimere parameterne (Holston et al, 2017a; Holston et al., 2017b). Som nevnt i delkapittel 5.1 så antas det gjennom hele estimeringen at summen av $a_{y,1}$ og $a_{y,2}$ blir mindre enn 1 (forutsetning 1), at a_r er negativ (mer spesifikt: $a_r \leq -0,0025$ (forutsetning 2)) og at b_y er positiv (mer spesifikt: $b_y \geq 0,025$ (forutsetning 3)). Jeg benytter meg så av Hamilton (1996) sin Monte Carlo prosedyre til å beregne standardavvik. Simuleringer som bryter med en av de tre forutsetningene vil bli forkastet. Dette gjøres for å redusere bredden til standardavvikene ved å begrense simuleringene basert på bakgrunn av den teoretiske kunnskapen vi har om effekten tidligere års produksjonsgap har på nåværende produksjonsgap, effekten rentegap har på produksjonsgap og effekten produksjonsgap har på inflasjon (Holston et al., 2017a).

Kapittel 6: Estimeringsresultater for den nøytrale renten i Norge

6.1: DMM-modellen

6.1.1: Data brukt:

Modellen består av en avhengig variabel (nasjonal nøytral rente) og fire forklaringsvariabler (trendproduktivitetsvekst, veksten i mengden arbeidskraft som brukes, nivået på rentespredningen bedrifter står ovenfor, og den globale nasjonale renten).

Tallene for endring i produktivitetstrendveksten finner jeg hos OECD (OECD, 2018f), og jeg bruker her dataene for "labour productivity" oppgitt i prosentuell årlig vekstrate. Tallene for veksten i mengden arbeidskraft som brukes hentes fra samme kilde og er tallene for "labour utilisation" (også her er tallene gitt i prosentuell årlig vekstrate).

Etttersom det ikke er mulig å observere den nøytrale renten har jeg ikke noen fasittall for hvordan utviklingen i den globale nøytrale renten har vært. Jeg velger da å benytte Holston, Laubach og Williams estimerte renter basert på deres modell fra 2017 (Holston et al., 2016)). Holston et al. har her estimert den nøytrale renten kvartalsvis for USA, EU, Canada og Storbritannia. Som et mål på den globale nøytrale renten velger jeg å ta et gjennomsnitt av den estimerte nøytrale renten for EU og USA. Estimaten til Holston et al. (2016) er oppgitt kvartalsvis i årlige verdier, mens tallene fra OECD er oppgitt for året som helhet, så jeg tar gjennomsnittet av de fire kvartalsvis observasjonene hvert år som årlig global nøytral rente.

Tallene for rentespredningen bedrifter i Norge møter er det litt verre med. Jeg finner ingen gode tall som går langt nok tilbake i tid til at de kan brukes i denne estimeringen. Jeg vil derfor se på tall og estimater fra andre land, og bruke dette til å lage en øvre og nedre grense for hvordan rentespredningen i Norge kan ha endret seg de siste tiårene.

Hva vet vi så om hvordan utviklingen i rentespredningen kan ha vært? Mendes (2014) estimerer at rentespredningen firmaer står ovenfor i Canada hadde en gjennomsnittsverdi på 1,45% i perioden 1999-2006, og at verdien i 2013 var på 1,9%. Mendes estimerer altså at rentespredningen har økt med nesten 0,5 prosentpoeng de siste årene. Rachel og Smith (2015) bruker tall fra IMF til å vise at den risikofrie raten har falt raskere enn avkastningen på kapital siden 1991, noe som har ført til at rentespredningen har økt globalt med 1 prosentpoeng. Tilsvarende, når de ser på spredningen mellom renten bankene bruker på utlån og innskudd for 120 land siden 1980-tallet, finner de at spredningen i 2015 var 1,2 prosentpoeng høyere enn gjennomsnittlig rentespredning for 1980-tallet (Rachel & Smith, 2015). Ser jeg derimot på verdensbankens tall for rentespredningen (utlånsrente minus risikofri rente) i Storbritannia

finner jeg at spredningen i 2014 (den nyeste observasjonen de har) ligger 0,4005 prosentpoeng under gjennomsnittlig rentespredning i Storbritannia på 1980-tallet. (Verdensbanken, 2018). Jeg vil basere den nedre grensen for rentespredningen på at den har falt med 1,5 prosentpoeng (ca 1 prosentpoeng under observasjonene fra Storbritannia), og den øvre grensen på at den har økt med 2 prosentpoeng (ca 1 prosentpoeng over de globale tallene fra Rachel og Smith (2015)).

Ettersom tallene fra OECD bare er fram til 2016 vil jeg for denne modellen se på endringen i den nøytrale renten i perioden 1980-2016.

6.1.2: Resultater fra DMM-modellen:

Tabell 6.1 viser endringene i de tre observerte variablene mellom 1980 og 2016⁵:

Tabell 6.1: Endring i observerte avhengige variable fra 1980-2016

Variabel	1980	2016	Endring
Trendproduktivitetsvekst	2,1%	0,4%	-1,7 prosentpoeng
Vekst i mengden arbeidskraft som brukes	0,3%	-0,5%	-0,8 prosentpoeng
Global nøytral rente	3,09%	0,15%	-2,94 prosentpoeng

Setter vi disse resultatene inn i likning (5.1) så får vi:

$$6.1: \quad \Delta r^* = 0,5 * (-1,7) + 0,4 * (-0,8) - 0,3 * \Delta fcs + 0,5 * (-2,94)$$

$$\rightarrow \Delta r^* = -2,64 - 0,3 * \Delta fcs$$

Før vi tar hensyn til effekten endringen i rentespredningen har hatt ser vi at reduksjonene i veksten i mengden arbeidskraft som brukes, trendproduktivitetsveksten og den globale nøytrale renten er at den nøytrale renten har blitt redusert med 2,64 prosentpoeng i løpet av tidsperioden 1980 til 2016. Det interessante her er at det globale fallet i realrentene estimeres å ha hatt en større negativ effekt på den nøytrale renten enn det de innenlandske faktorene har hatt. Vi ser også at effekten av den reduserte produktiviteten til arbeidskraft har hatt mer enn

⁵ I kapittel 3.2 brukte jeg samme datagrunnlag til å se på utviklingen i produktivitetsveksten til arbeidskraft og veksten til mengden arbeidskraft som brukes, og viste der at også når vi så på gjennomsnittsverdier over noen år, så var det et tydelig fall i både produktivitetsveksten og veksten til mengden arbeidskraft som brukes. Det samme kan observeres angående global nøytral rente fra Holston et al. (2016). Resultatene her er altså ikke et resultat av at variablene var unormalt høye akkurat i 1980 og unormalt lave i akkurat 2016, men et resultat av en negativ trend over tid.

dobbelt så kraftig negativ effekt på den nøytrale renten sammenlignet med reduksjonen i veksten til mengden arbeidskraft som brukes (-0,85 prosentpoeng mot -0,32 prosentpoeng).

I tabell 6.2 under viser jeg det endringene i det nøytrale rentenivået i Norge gitt ulike nivåer på endringen i rentespredningen mellom den nedre og øvre grensen:

Tabell 6.2: Mulige verdier for endringen i rentespredningen og tilhørende verdier på den samlede endringen i nøytral rente estimert av DMM-modellen

Endring i rentespredningen	Samlet endring i den nøytrale renten (1980-2016)
$\Delta fcs = -1,5$	-2,19
$\Delta fcs = -1$	-2,34
$\Delta fcs = -0,5$	-2,49
$\Delta fcs = 0,5$	-2,79
$\Delta fcs = 1$	-2,94
$\Delta fcs = 1,5$	-3,09
$\Delta fcs = 2$	-3,24

Gitt de øvre og nedre grensene for endringer i rentespredningen estimerer modellen at den nøytrale renten i Norge har falt mellom 2,19 og 3,24 prosentpoeng i perioden 1980-2016. På tross av usikkerheten knyttet til hvordan kredittspredningen har endret seg i Norge i løpet av denne perioden mener jeg modellen tydelig bekrefter at den nøytrale renten har falt siden 1980. Rentespredningen måtte ha falt med 8,8 prosentpoeng for at renteendringen skulle vært null og med over 8,8 prosentpoeng dersom renteendringen skulle vært positiv. Dette er mye høyere tall enn noen andre observerte fall i rentespredningen i løpet av samme tidsperiode, og kan ikke sies å være sannsynlig.

DMM-modellen konkluderer dermed at den nøytrale renten i Norge har falt mellom 2,19 og 3,24 prosentpoeng siden 1980. Mesteparten av dette fallet har vært drevet av en reduksjon i det globale nøytrale rentenivået, men også fall i produktivitsveksten til arbeidskraft og veksten i mengden arbeidskraft som brukes har bidratt til redusert nøytral rente. Endring i rentespredningen er det mye usikkerhet knyttet til. Sannsynligvis har det vært en liten økning i spredningen som legger et ekstra lite press nedover på de nøytrale rentene. Jeg kan allikevel ikke utelukke at rentespredningen har forblitt uendret eller til og med litt redusert (og dermed presset den nøytrale renten litt opp), men den eventuelle effekten av dette på den nøytrale renten vil med stor sannsynlighet ha vært minimal.

6.2: HLW-modellen

6.2.1: Data brukt:

For å kunne estimere denne modellen trenger jeg et mål på produksjon, inflasjon og realrente for hvert kvartal av tidsserien. Ettersom det er flere mulige data som kan benyttes for estimeringen velger jeg å gjennomføre estimeringen tre ganger med ulikt datagrunnlag. For alle estimeringene vil jeg bruke tall for 3-måneders NIBOR fra Norges Bank⁶ (for perioden Desember 1985 - Desember 2013) (Norges Bank, 2018b) og Oslo Børs (for perioden 2014-2017) (Oslo Børs, 2018), og bruke tre-måneders pengemarkedsrente hentet fra Norges Bank for tidsperioden før 1983 (Norges Bank, 2018c). Dette er månedlige tall som vil bli transformert til kvartalsvis-tall ved å ta gjennomsnittet i et kvartal, og de vil så bli uttrykt i årlige verdier. Dette er nominelle renter, og jeg transformerer de til realrenter ved å trekke fra forventet inflasjon.⁷ Ettersom forventet inflasjon ikke er noe vi kan observere, så brukes et gjennomsnitt av inflasjonen i gjeldende periode pluss de tre foregående periodene som et mål på inflasjonsforventninger. Tallene for BNP er i perioden 1978-2016 hentet fra SSB i alle tre modellene (SSB, 2018a), og for periodene før 1978 og i 2017 er BNP beregnet ut i fra OECDs vekstrater for BNP i Norge (OECD, 2018g).

I modell 1 benytter jeg meg av kvartalsvis tall for BNP (Markedsverdi) for Norge hentet fra statistikkbanken til SSB, dette er sesongjusterte tall og de er gitt i faste 2016-priser (SSB, 2018a). Jeg benytter meg så av månedsvise tall på konsumprisindeksen med utgangspunkt i at 1998=100 (SSB, 2018d). Tallene for 2017 ble så beregnet ved å regne ut vekstraten i KPI basert på tall fra OECD (OECD, 2018h), og så brukte jeg vekstratene på 2016 tallene fra SSB til å beregne KPI for 2017 hvor 1998=100. Dette er månedlige tall som på samme måte som den nominelle renten transformeres til kvartalsvis tall, og så beregner jeg forventet inflasjon som forklart over.

I modell 2 bruker jeg samme tall for inflasjon og for å beregne realrenten, men jeg erstatter nå tallene for BNP med kvartalsvis tall for BNP (Markedsverdi) for fastlands-Norge (SSB, 2018a). Tallene er fortsatt sesongjusterte og i faste 2015-priser. Tanken bak dette er at

⁶ Ettersom verken Norges Bank eller Oslo Børs hadde oppført 3-måneders NIBOR for desember 2013 ble den satt til gjennomsnittet av 3-måneders NIBOR for måneden før (1,66%) og måneden etter (1,65%).

⁷ Henviser her til Fisher-likningen: $i = r + \pi \rightarrow r = i - \pi$, hvor i = nominelle renter, r = realrenter og π = inflasjon. (IMF, 2014).

utviklinger innenfor utvinning av olje og gass eller utenriks sjøfart⁸ kan ha en stor effekt på BNP i Norge. Jeg håper dermed at sammenhengen mellom produksjon og renter/inflasjon vises tydeligere ved å bare bruke BNP fra fastlandet.

I modell 3 benytter jeg meg av samme nominelle renter som tidligere, og Fastlands-BNP som forklart for modell 2, men jeg benytter meg nå av OECDs tall for KPI i Norge uten mat- og energikostnader for perioden 1979-2017 (OECD, 2018h) hvor 2010 = 100. I perioden før dette brukes tall fra KPI (Inkludert mat- og energikostnader) (SSB, 2018b). Grunnen til at mat- og energikostnadene utelates er fordi jeg ønsker å gjennomføre analysen ved bruk av kjerneinflasjonen. Mat- og energivarer er blant de varene som er mest ustabile prismessig, og endringer i prisen kan ofte skyldes midlertidige årsaker som går over av seg selv raskt (FRBSF, 2004). Derfor kan inflasjon som beregnes uten mat- og energivarer være bedre å bruke når jeg ønsker å se på faktiske endringer på prisnivået i Norge.

Når det gjelder tidsperioden som jeg bruker i estimeringen av de ulike modellene så er det mellom 1971 og 2017 for modell 1, og mellom 1963 og 2017 for modell 2 og 3. Selv om jeg i oppgaven ønsker å finne endringen siden 1980 inkluderer jeg her lenger tidsperioder for å gi ytterligere data til modellen slik at estimeringene kan bli mer presise. Jeg gjennomførte estimering for de ulike modellene både fra starten av 80-tallet, 70-tallet og 60-tallet, og dette var de tidsperiodene som ga de tydeligste resultatene. Jeg så også på tall fra før 1960-tallet, men disse fremstod i flere tilfeller som mangelfulle og jeg valgte dermed å ikke gå lenger tilbake i tid enn tidlig 1960. Grunnen til at modell 1 estimeres i en kortere tidsperiode enn modellene 2 og 3 skyldes at når jeg estimerte fra 1963 på dataene i modell 1 så ble λ_g estimert til å være null. Dette vil si at det ikke er noe variasjon i trendvekstraten over tid, noe som virker veldig usannsynlig. Pedersen (2015) påpeker at metoden som benyttes for å unngå pile-up problemet ikke fungerer godt på dansk data, og det kan være tilsvarende problem han henviser til. Dette problemet oppstod derimot ikke når jeg estimerte modell 1 for perioden 1971-2017.

6.2.2: Resultater fra HLW-modellen:

Vedlegg 2 er en grafisk visning av den estimerte nøytrale renten fra de tre modellene. Som vi ser er de estimerte resultatene fra modellene 2 og 3 ganske like, med unntak av at estimatene fra modell 3 ikke faller like mye som estimatene fra modell 2 på første halvdel av 1980-tallet,

⁸ SSB sier at BNP for Fastlands-Norge "... omfatter produksjonen fra alle næringer i Norge utenom utvinning av olje og gass, rørtransport og utenriks sjøfart" (SSB, 2017)

tidlig 1990-tallet og etter finanskrisen. Estimatenes fra modell 1 er de som skiller seg klart ut her selv om de generelt sett følger samme trend. Estimatenes til modell 1 ligger for det meste over de andre fram til tidlig på 2000-tallet hvor estimatenes faller under, og forblir derifra og ut lavere enn de andre modellenes estimater. Estimatenes fra modell 1 har også mer drastiske svingninger sammenlignet med modell 2 og 3.

For alle tre modellene kan vi grovt dele opp estimeringsperioden i tre kortere perioder. Den første perioden er fra starten på estimeringen fram til 1987, i denne perioden ligger den nøytrale renten for det meste mellom 3,5% og 4,2%. Unntaket er en liten periode i starten av 1980-tallet hvor estimatenes falt. Etter denne perioden reduseres den nøytrale renten drastisk i løpet av de to årene 1987-1989, og vi kommer her inn i neste periode. Fra 1988-2008 har vi svingninger i de nøytrale rentene, men de ligger for det meste mellom 2,3% og 3,3%. De har altså lagt seg rundt 1 prosentpoeng under de nøytrale rentene i forrige periode. Den siste perioden er etter finanskrisen, og det er i denne perioden de største avvikene mellom modell 1 og modellene 2 og 3 forekommer. I perioden etter finanskrisen faller den estimerte nøytrale renten for modell 1 til under 1%, før den de siste fem årene for det meste har stabilisert seg mellom 1% og 1,5%. De estimerte nøytrale rentene for modellene 2 og 3 faller også ganske drastisk i året mellom 2008-2009, og etter det slakker det litt av, men fortsetter å falle. Det kan se ut som om det flater litt ut på rundt 1,5% i løpet av de siste årene, men jeg kan ikke si definitivt om dette er noe som vil vare.

Tabell 6.3: Estimerte parametere i de tre modellene fra HLW-estimeringen

	Modell 1	Modell 2	Modell 3
$a_{1,y}$	0,591	0,769	0,704
	(3,086)	(4,525)	(2,835)
$a_{2,y}$	0,314	0,205	0,264
	(2,613)	(1,350)	(1,143)
a_r	-0,034	-0,083	-0,1
	(0,846)	(2,828)	(2,681)
b_π	0,213	0,205	0,106
	(3,935)	(3,095)	(1,555)
b_y	0,118	0,025	0,025
	(0,576)	(0,394)	(0,432)
$a_{1,y} + a_{2,y}$	0,905	0,974	0,968
λ_g	0,0476	0,0555	0,0397
λ_z	0,0154	0,0206	0,0216

(Absoluttverdien til t-verdier i parentesene)

Når jeg skal vurdere om parameterne i modellene er signifikante bruker jeg her en t-test, og sammenligner så absoluttverdien til t-verdien (parentesene i tabellen) med kritisk verdi. Ettersom jeg tidligere har sett på forutsetningene og det teoretiske grunnlaget bak likningene, så bruker jeg ensidige tester. Det antas da at $a_{y,1}$, $a_{y,2}$, b_π og b_y ikke vil ha negativt fortegn (en økning i variabelen som parameteren multipliseres med skal ikke redusere et positivt produksjonsgap/inflasjonen), og det antas at a_r ikke vil ha et positivt fortegn, slik at et økende realrentegap (hvor $r > r^*$) ikke vil gi økt positivt produksjonsgap. Vi har over 120 frihetsgrader for alle modellene, så de kritiske verdiene er som følger (hvor prosentverdien viser signifikansnivået): 1,282 (10%), 1,645 (5%) og 2,326 (1%) (Wooldridge, 2015). Dersom absoluttverdien til t-verdiene er høyere enn de kritiske verdiene kan vi forkaste nullhypotesen om at parameteren er lik null, og beholde alternativhypotesen om at parameteren er større enn null ($a_{y,1}$, $a_{y,2}$, b_π og b_y) eller mindre enn null (a_r). Dersom absoluttverdien til t-verdien er lavere enn kritisk verdi beholder jeg nullhypotesen og kan dermed ikke si at parameteren har en statistisk signifikant effekt på forklaringsvariabelen.

De to første parameterne ($a_{y,1}$ og $a_{y,2}$) finner vi i IS-likningen foran henholdsvis produksjonsgapet i forrige periode og produksjonsgapet for to perioder siden. En antakelse som ble pålagt under estimeringen av modellen var at summen av disse to skulle være lavere enn 1, og det ser vi at også er tilfellet for alle tre modellene. Ser så at $a_{y,1}$ er signifikant for alle tre modellene. Vi ser at modellene er litt uenige i hvor sterk sammenhengen mellom forrige periodes produksjonsgap og denne periodens produksjonsgap er. Modell 1 estimerer at en økning i 1 prosentpoeng på produksjonsgapet vil gi en økning på 0,591 prosentpoeng på neste periodes produksjonsgap. Modell 2 og 3 anslår at effekten er enda sterkere, og at en økning på ett prosentpoeng vil medføre en økning på henholdsvis 0,769 og 0,704 prosentpoeng i neste periode. Uavhengig av hvilken modell som brukes så ser vi at produksjonsgapet i stor grad er knyttet til størrelsen på produksjonsgapet i perioden før. Parameteren $a_{y,2}$ går som forklart tidligere enda en periode tilbake, og som forventet sier estimeringene at produksjonsgapet for to perioder siden har mindre effekt på dagens produksjonsgap enn produksjonsgapet forrige periode. Estimater for modell 1 er fortsatt signifikant, og det estimeres at dersom produksjonsgapet for to perioder siden øker med ett prosentpoeng vil dagens produksjonsgap øke med 0,314 prosentpoeng. Estimater til modell 2 sier at effekten er mindre enn det, men dette er bare signifikant dersom vi bruker 10% signifikansnivå. Modell 3 estimerer at effekten er en mellomting de to andre modellenes estimerer, men t-verdien er for lav til at vi kan si noe sikkert ettersom estimatet ikke er signifikant. Totalt sett ser vi at alle modellene estimerer at dagens produksjonsgap i stor grad kan bli forklart ut i fra produksjonsgapene de to seneste årene.

a_r inngår også i IS-likningen, og den viser effekten rentegapet i nåværende og forrige periode har på produksjonsgapet. Modellene spriker kraftig i hvor sterk effekt de estimerer at rentegapet har på produksjonsgapet. Modell 1 estimerer at effekten er veldig svak, noe som kan forklares med at denne modellen bruker total BNP og ikke bare fastlands-BNP slik at blant annet endringer i oljepris kan gjøre det vanskelig å estimere den faktiske sammenhengen mellom realrentegapet og BNP. Dette gjenspeiler seg også i en lav og ikke signifikant t-verdi. Estimater for modellene 2 og 3 er derimot begge signifikante, og de estimerer at dersom den gjennomsnittlige realrenten de to siste periodene er ett prosentpoeng høyere enn den gjennomsnittlige nøytrale renten så vil produksjonsgapet bli 0,083 eller 0,1 prosentpoeng mindre (eventuelt større dersom produksjonsgapet er negativt).

b_π er den første av de estimerte parameteren som inngår i Phillipskurven (Likning 5.6), og den viser forholdet mellom effekten fjorårets inflasjon har på årets inflasjon og

effekten gjennomsnittinflatjonen i de tre periodene før det igjen har. Vi ser at både modell 1 og modell 2 estimerer at b_π ligger på rundt 0,2, og at begge er signifikante. Modell 3 estimerer at b_π er nesten halvparten av det den er i estimatene til modell 1 og 2, men modell 3 har lavere t-verdi og er ikke signifikant ved et signifikansnivå på 5%. Det virker dermed mer sannsynlig at b_π ligger på rundt 0,2 som estimert av modell 1 og 2.

b_y inngår også i Phillipskurven, og viser effekten produksjonsgapet har på inflasjonen. Det første som er verdt å legge merke til her er at ingen av resultatene er signifikante, og at både modell 2 og 3 har estimert b_y lik den laveste grensen som ble satt av antakelsene til modellen. Jeg kan dermed ikke ut i fra disse tallene bekrefte at den teoretiske antakelsen om at et positivt produksjonsgap vil medføre økt inflasjon.

De to siste parameterne i tabellen er λ_g og λ_z . λ_g ligger i de ulike modellene mellom 0,04 og 0,056, og som forklart i kapittel 5.3 viser λ_g standardavviket til trendveksten til potensiell produksjon delt på standardavviket til potensiell produksjon. Verdien på mellom 0,04 og 0,056 betyr at tidsvariasjonen til trendvekstens vekstrate relativt til standardavviket til potensiell produksjon ligger rundt samme nivå som Holston et al. (2017a) fant for USA og Canada, og høyere enn de fant for EU og Storbritannia.

λ_z ligger mellom 0,0154 og 0,0216 i de tre modellene. λ_z viser som sagt standardavviket til de andre faktorene (utenom trendvekst i potensiell produksjon) som påvirker den nøytrale renten multiplisert med a_r , delt på standardavviket til produksjonsgapet. Holston et al. (2017a) finner at λ_z ligger på 0,04 for EU, 0,03 for USA, 0,025 for Canada og 0,024 for Storbritannia. Vi ser at modell 2 og 3 sine estimater av λ_z bare er litt lavere enn resultatene for Storbritannia og Canada, mens resultatene fra modell 1 er betydelig lavere. Dette kan muligens forklares med at a_r har en lavere estimert absoluttverdi i modell 1 sammenlignet med modell 2 og 3.

Vedlegg 3 inneholder to grafer for hver av modellene, hvor de øverste grafene viser produksjonsgap og realrentegap, og de nederste grafene viser den nøytrale renten og trendveksten til potensiell produksjon. Vi kan se fra grafene at det er et negativt forhold mellom produksjonsgapet og realrentegapet (noe som også ble vist ved at a_π er negativ for alle modellene) og dette stemmer overens med økonomisk teori. Produksjonsgapet for modell 1 svinger for det meste mellom -3% og 3%, men når jeg bare benytter meg av fastlands-BNP i modellene 2 og 3 gjør det at topppunktene blir høyere og bunnpunktene lavere. For modell 2 og 3 estimeres det at produksjonsgapet er på over 5% på midten av 1970-tallet, og helt nede på -10% i løpet av første halvdel av 1990-tallet. For alle tre modellene så svinger

realrentegapet mellom å være positivt og negativt, noe som betyr at vi har hatt perioder med både ekspansiv og kontraktiv pengepolitikk. Modell 1 og 2 sier at pengepolitikken gikk fra å være kontraktiv til ekspansiv rett etter finanskrisen, og at den har holdt seg ekspansiv siden den gang med unntak av i 2011 hvor realrentegapet var positivt. Modell 3 viser også at realrentegapet ble negativt etter finanskrisen, men i motsetning til modellene 1 og 2 ble ikke realrentegapet positivt i 2011, men det har istedenfor forblitt negativt siden finanskrisen.

De nederste grafene i vedlegg 3 viser estimatene for nøytral rente og trendveksten til potensiell produksjon. Ser vi tilbake på likning 5.7 i modellen så sa den at den nøytrale renten bestemmes av trendveksten til potensiell produksjon og variabelen Z (som fanger opp andre faktorer som påvirker den nøytrale renten). Forholdet mellom trendveksten og den nøytrale renten ble antatt til å være en til en, slik at en reduksjon i trendveksten på ett prosentpoeng skal medføre en reduksjon i den nøytrale renten på ett prosentpoeng. For modell 2 og 3 ser vi at det nesten er total samvariasjon mellom den nøytrale renten og veksten fram til fallet på slutten av 1980-tallet. Etter dette fallet ligger den nøytrale renten litt under trendveksten, noe som tyder på at det har vært andre faktorer som har hatt en negativ effekt på den nøytrale renten (Negativ verdi på variabelen Z). På tross av dette lille gapet ser vi fortsatt at de faller og øker på samme tidspunkter med nesten tilsvarende styrke. Svingningene i estimatet for den naturlige renten er større for modell 1 enn for modellene 2 og 3, og estimatene følger ikke like tett kurven for trendvekst i potensiell produksjon. Dette betyr at i modell 1 estimeres det at andre faktorer enn trendvekst har hatt en større effekt på den nøytrale renten enn det estimeres i modellene 2 og 3. Dette bekreftes ved å ta en kikk på vedlegg 4 som viser variabelen Z grafisk over tid, og vi ser at Z over tid er mye mer volatil for modell 1 sammenlignet med modellene 2 og 3. Dette kan skyldes at Z i modell 1 fanger opp faktorer som påvirker veksten i total BNP som ikke nødvendigvis påvirker veksten i fastlands BNP (eksempelvis endringer innenfor oljesektoren). Det er også interessant å se at fra 1963-1982 er Z (for det meste) positiv for alle modellene, noe som betyr at nettoeffekten av de andre faktorene som påvirker den nøytrale renten bidro til økt nøytral rente. Siden den gang har Z for det meste vært negativ, slik at nettoeffekten av de andre faktorene har bidratt til å redusere den nøytrale renten.

En viktig del av modellen er estimeringen av produksjonsgapet. For å kunne estimere effekten til rentegapet på produksjonsgapet må vi ha noen verdier for produksjonsgapet, og tilsvarende for å kunne estimere produksjonsgapets effekt på inflasjonen. Ettersom produksjonsgapet er uobserverbart eksisterer det ikke noen fasittall for produksjonsgapet, så jeg velger dermed å sammenligne de estimerte tallene fra denne modellen med de estimerte

tallene til Hagelund, Hansen og Robstad (2018). Hagelund et al. (2018) bruker flere ulike modeller til å estimere produksjonsgapet, og i den første grafen i vedlegg 5 viser den oransje kurven gjennomsnittresultatene av estimeringene. Den lilla kurven viser et vektet resultat ved hjelp av en prinsippal komponent, og den sorte kurven viser Norges Bank sine estimater for produksjonsgapet. Den andre grafen i vedlegg 5 viser de estimerte produksjonsgapene for Norge gjennomført i denne masteroppgaven. Vi ser at det er store forskjeller mellom produksjonsgapene presentert av Hagelund et al. (2018) og produksjonsgapene som er estimert i denne oppgaven. Estimaterne til Hagelund et al. og Norges Bank sier at produksjonsgapet i perioden 1994-2017 har beveget seg mellom minus to og fire prosent, med vekslende perioder med positivt og negativt produksjonsgap. Estimaterne fra modell 1 i denne analysen sier at produksjonsgapet har variert mellom -2% og 0,5% i samme periode, men vi ser at den ikke alltid har samme fortegn som Norges Bank sine estimater. For eksempel sier modell 1 at vi de siste par årene har hatt et positivt produksjonsgap, mens Norges Bank sine estimater mener produksjonsgapet har vært negativt. Det estimerte produksjonsgapet for modellene 2 og 3 har enda større svingninger enn alle andre estimater. Ifølge de to modellene hadde vi et positivt produksjonsgap fram til midten av 1980-tallet, for så å ha et negativt produksjonsgap fram til de igjen ble positive i 2015 (modell 3) og 2016 (modell 2).

Det er altså enkelte usikkerhetsmomenter relatert til estimeringen, ettersom produksjonsgapet skiller seg fra andre estimeringer og enkelte parametere er ikke signifikante. Disse to feilene henger med stor sannsynlighet sammen, ettersom den ene parameteren som ikke var signifikant for noen av modellene var produksjonsgapets effekt på inflasjonen. På tross av disse problemene finner jeg altså at den nøytrale renten har falt i Norge siden 1980, og estimaterne sier at dette hovedsakelig skyldes en reduksjon i veksten til potensiell produksjon.

Kapittel 7:

Drøfting: Har den nøytrale renten i Norge falt siden 1980-tallet?

Basert på tidligere presenterte teorier ønsker jeg å starte dette kapitlet med å diskutere sammenhengen mellom rentenivået i Norge, som en liten åpen økonomi, og det globale rentenivået. Tre ulike sammenhenger mellom den globale- og nasjonale nøytrale renten i Norge presentert i delkapittel 2.3. Den første var fra Mundell (1963) som viste at med perfekt kapitalmobilitet så ville rentenivået i Norge vært identisk med det globale rentenivået. Denne teorien velger jeg å se bort ifra, ved å sammenligne graf 3.1 over nominelle renter i Norge med grafen over globale renter i innledningen så er det, på tross av tegn på samvariasjon, lite som tyder på at rentenivåene er identiske. Antakelsen om perfekt kapitalmobilitet er også lite realistisk, for selv om det har vært økt finansiell integrering mellom land i løpet av de siste tiårene finner jeg ikke empirisk støtte for at det er perfekt kapitalmobilitet. De to andre sammenhengene fra Mendes (2014) og Rachel og Smith (2015) kom fram til relativt lik konklusjon, men bygger på noe ulik tankegang. Mendes (2014) mener at de norske rentene vil bli påvirket og følge de globale rentene, men at et risikopremien (som endrer seg avhengig av Norges nettofordringer) medfører et skille mellom globale og norske renter. De eneste norske økonomiske faktorene som da påvirker det norske rentenivået, er de som endrer risikopremien. Rachel og Smith (2015) mener derimot at den norske nøytrale renten vil bli påvirket av alle endringer i norsk økonomi, enten som direkte eller indirekte påvirker rentenivået eller produksjonen. I en åpen økonomi vil de fleste signifikante endringene i økonomien påvirke rentenivå/valutakurs, som igjen påvirker Norges nettofordringer, slik at Rachel, Smith og Mendes i hovedsak er enige om forholdet mellom globalt- og norsk rentenivå. Jeg finner det altså rimelig å anta at den norske nøytrale renten i stor grad blir påvirket av internasjonale endringer i den nøytrale renten, og endringer i ønsket sparing og ønsket investering globalt.

For å kunne besvare problemstillingen om den nøytrale renten i Norge har falt siden 1980-tallet best mulig vil jeg dermed basere meg på oppbygningen av den norske nøytrale renten som forklart av Rachel og Smith (2015). Jeg vil først sammenligne teorien omkring den globale nøytrale renten fra kapittel 2 med de observerte empiriske resultatene i kapittel 3.1. Jeg ønsker å se om årsakene til fallet i realrentene gjelder de samme faktorene som blir nevnt som viktige drivere bak nivået på den nøytrale renten.

I kapittel 2 så jeg at nivået på ønsket sparing og ønsket realinvestering, og forholdet mellom de to, kan brukes til å forklare og vise utviklingen i den langsiktige nøytrale renten.

Vi så også at en av de viktigste driverne bak nivåene på ønsket sparing og ønsket realinvestering var veksten i potensiell produksjon. For veksten i potensiell produksjon så var konklusjonen at økt vekst i potensiell produksjon vil gi en økning i den nøytrale renten. Hovedsakelig som et resultat av at ønsket realinvestering øker og at ønsket sparing reduseres (relatert til aktørenes ønske om å konsumere mer i inneværende periode). En økning i veksten til potensiell produksjon vil også over tid øke nivået på faktisk produksjon som er forenelig med et lukket produksjonsgap og konstant inflasjon. I analysen i kapittel 3.1 så pekte de fleste empiriske resultater på at den økonomiske veksten hadde blitt noe redusert i siden 1980-tallet, noe som medførte negativt press på den nøytrale renten. En av de viktigste årsakene til reduksjonen i økonomisk vekst var de demografiske endringene, som blant annet førte til en reduksjon i veksten til arbeidsstyrken. I tillegg til dette ble økt økonomisk ulikhet og et stopp i veksten i anskaffelsen av humankapital trukket fram som mulige forklaringer på den reduserte veksten på teknologifronten. Noe av det mest interessante med dette er at alle disse faktorene for det meste bare kan forklare et fall i økonomisk vekst fra slutten av 1990-tallet. Ettersom det tar 15-20 år fra fødselsraten faller til det merkes på veksten i arbeidsstyrken, var konklusjonen at reduksjonen i arbeidsstyrken først hadde en effekt på vekstraten i økonomien fra 1990 og utover. I tillegg så vi at argumentene om økt ulikhet og redusert utdanning i hovedsak baserte seg på reduserte tall fra de siste 15-20 årene. Dette kombineres med at finanskrisen har medført reduserte forventninger om fremtidig vekst, noe som kan gjøre at bedrifter setter planlagte investeringer på vent og at aktører sparer mer (og dermed konsumerer mindre).

Tidligere i oppgaven viste jeg at vi ikke automatisk kan si at økonomisk vekst er lik vekst i potensiell produksjon. Dersom veksten hadde vært et resultat av at sentralbanker gjennomførte ekspansiv pengepolitikk ville vi observert vekst i faktisk produksjon, men nivået på potensiell produksjon ville forblitt uendret, og dermed ville også den nøytrale renten forblitt uendret. På tross av at realrentenivåene har sunket globalt de siste tiårene, så fant Rachel og Smith at det var et resultat av reduksjonen i den nøytrale renten, ikke at sentralbankene til stadighet gjorde pengepolitikken mer og mer ekspansiv. Ser vi på faktorene som trekkes frem som hovedårsakene til fallet ser vi også at det er snakk om strukturelle endringer i økonomien, ikke kortsiktige sykliske endringer. Verken reduksjonen i veksten i arbeidsstyrken, veksten i anskaffelsen av humankapital eller den økte økonomiske ulikheten forventes å returnere tilbake til sine tidligere nivåer. I kapittel 2 ble potensiell produksjon definert som «..nivået på aktiviteten i økonomien når alle innsatsfaktorer er fullt og

oppretholdbart utnyttet»⁹. Reduksjonen i veksten til arbeidsstyrken, veksten i anskaffelsen av humankapital og den økte ulikheten må alle sies å ha en negativ effekt på det grunnleggende aktivitetsnivået i økonomien som kan opprettholdes over tid. Konklusjonen er dermed at den globale potensielle produksjonen har falt siden 1980, men at dette hovedsakelig er noe som har skjedd de siste to-tre tiårene.

I kapittel 3.1 så vi også at den ønskede globale spareraten har økt kraftig, noe som hovedsakelig skyldes at ønsket sparing i EME har økt og at den finansielle integrasjonen mellom AE og EME har blitt tettere (noe som bidrar til økt kapitalflyt på tvers av landegrenser). Ved å se på utviklingen i driftsbalansen for AE og EME på slutten av 1990-tallet og tidlig 2000-tallet ser vi at retningen på kapitalflyten har endret seg i løpet av perioden. Den økte sparingen i EME har i stor grad blitt brukt til å kjøpe statsobligasjoner og på andre måter investere i AE, noe som oppfattes som sikre investeringer. Konsekvensene av dette er at vi får et skift utover i sparingskurven som vist i sparings-investeringsmodellen.

I tillegg kan det virke som at ønsket investering har falt i løpet av den observerte tidsperioden. Dette forklares ved at prisen på kapitalvarer har falt, noe som for uendret mengde investeringer reduserer andelen av BNP som ønskes investert. Vi så deretter at denne effekten var sterkere enn effekten av at redusert pris på kapitalvarer vil øke ønsket investering. Det er ikke bare private aktører som har redusert investeringsetterspørsel, også det offentlige har redusert investeringene sine som andel av BNP. Offentlige investeringer har falt med rundt 1% av BNP både i AE og EME. Konsekvensene av dette er at vi får et negativt skift i investeringskurven. Både det negative skiftet i investeringskurven og det positive skiftet i sparingskurven vil medføre et lavere rentenivå. Kombinasjonen av de to vil samtidig holde sparings/investeringsraten som andel av BNP omtrent på samme nivå som tidligere. Dette er akkurat det vi har sett på verdensbasis de siste tiårene, raten mellom sparing/investering og BNP har holdt seg relativt stabil samtidig som realrentene har falt.

Basert på teoriene og de observerte empiriske resultatene konkluderer jeg med at den globale nøytrale renten har falt siden 1980-tallet, og at fallet i stor grad skyldes en reduksjon i ønsket investering og økt ønsket sparing. Siden 1990-tallet har redusert vekst i potensiell produksjon bidratt til å redusere de globale nøytrale rentene ytterligere.

Deler av endringene drives av demografiske skift på verdensbasis, og det er ingenting som tyder på at den demografiske utviklingen vi har observert de siste tiårene skal snu. Økt kvinnelig yrkesdeltakelse globalt og det at vi jobber lenger vil delvis motvirke effekten av

⁹ Samme sitat som i kapittel 2.1, hentet fra Hagelund (2016, side 3).

reduisert vekst i arbeidsstyrken som følge av fall i fødselsrater, men det vil ikke være nok til å stoppe utviklingen. De negative ettervirkningene av finanskrisen på den økonomiske veksten forventes derimot delvis å gå over etterhvert, og det vil nok bidra til en liten økning i den nøytrale renten. Vi så også at økningen i spareraten i Kina blant annet kunne forklares ved ettbarnspolitikken. At Kina nå har gått bort fra denne politikken kan bidra til at spareraten reduseres noe, og dette vil da også bidra til å øke den nøytrale renten noe. Når det gjelder reduksjonen i ønsket investering er det lite som tyder på at dette er et midlertidig fenomen, og jeg forventer verken at det offentlige skal begynne å øke sine investeringer eller at prisutviklingen på kapitalgoder relativt til konsumgoder skal snu. Jeg anser altså mesteparten av faktorene som har bidratt til å redusere den globale nøytrale renten for å være strukturelle og/eller vedvarende endringer i verdensøkonomien, men at enkelte av faktorene har noen mer kortsiktige sykliske komponenter. Dette betyr at den nøytrale globale renten vil forbli lav i årene fremover, selv om det kan være den øker litt sammenlignet med dagens nivå.

Som vist i kapittel 4 er konklusjonen om at den globale nøytrale realrenten har falt de siste tiårene den samme som tilnærmet alle estimeringer av den globale nøytrale realrenten kommer fram til. Den meste kjente estimeringen, av Holston et al. (2017a) trekker fram et fall i den potensielle produksjonen som hovedårsaken til fallet i de nøytrale rentene i USA, Canada, EU og Storbritannia. På tross av at en reduksjon i potensiell produksjon de siste par tiårene har bidratt til fallet i nøytral rente, så finner jeg ikke sterke empiriske indikasjoner som lar meg støtte konklusjonen om at et fall i potensiell produksjon er hovedårsaken til de reduserte globale nøytrale rentene.

Når det gjelder tallene for Norge kommer jeg fram til samme konklusjon der som globalt. Det er empiriske indikasjoner på både redusert vekst i produktiviteten til arbeidskraft og veksten i mengden arbeidskraft som brukes, men ettersom denne reduksjonen hovedsakelig har slått inn de siste årene tyder det på at det er først i de siste 10-20 årene veksten til potensiell produksjon har blitt redusert her i Norge. Når det gjelder sparing- og investeringsraten i Norge, finner jeg at sparingsraten har økt de siste tiårene. Grunnet Norges tette binding til verdensmarkedet er det allikevel den globale endringen i ønsket sparing og investering som er viktigst for utviklingen i den nøytrale renten i Norge, men denne globale endringen trekker også i retning reduserte nøytrale renter.

At den nøytrale renten har falt i Norge støttes av de fleste estimeringene jeg så på, med unntak av når Hammerstrøm og Lønning (2000) tar gjennomsnitt av langsiktige renter over tid som et estimat på langsiktig nøytral rente. Dette er en veldig forenklet metode som avhenger av at man tar gjennomsnittet over en konjunktursykel for å fange opp perioder med

både høy- og lavkonjunktur, og grunnet usikkerhet som er høy, selv for en estimering av den nøytrale renten, legger jeg ikke mye vekt på resultatet av denne estimeringen. I perioden etter det har Bernhardsen og Gerdrup (2007) og Norges Bank i de pengepolitiske rapportene 2/18 og 3/16 konkludert med at den nøytrale renten har falt i Norge de siste tiårene. Bernhardsen og Gerdrup konkluderte i 2007 med at den nøytrale renten hadde falt med rundt 3 prosentpoeng mellom 1997 og 2006, og at normalen for den nøytrale renten i Norge ville ligge i området 2,5-3,5%. I pengepolitisk rapport 2/18 brukes en state-space modell til å estimere at den nøytrale renten i Norge ligger på mellom 0-1% i 2017 avhengig av hva slags mål på inflasjon som brukes i estimeringen av modellen. Norges Bank forventer at den nøytrale renten vil forbli lav i årene fremover også, men at den kan øke litt dersom spareraten globalt reduseres eller om veksten i potensiell produksjon blir høyere enn forventet. Dette er de samme faktorene jeg trakk fram tidligere, nemlig det at spareraten i Kina kan reduseres som følge av avskaffelsen av ettbarnspolitikken og at veksten til potensiell produksjon kan økes litt når negative forventninger om fremtidig vekst som følge av finanskrisen passerer.

Teori, empiri og tidligere estimeringer av den nøytrale renten globalt og i Norge tyder altså alle på at den nøytrale renten i Norge har falt siden 1980. Resultatene fra mine egne estimeringer stemmer overens med denne konklusjonen. Den første estimeringen jeg gjorde var ved hjelp av DMM-modellen som viser endringen i nøytral rente avhengig av endringen i trendveksten i produktiviteten til arbeidskraft, trendveksten til mengden arbeidskraft som brukes, endring i kredittspredningen firmaer står ovenfor og endringer i det globale rentenivået. De to første faktorene utgjør sammen veksten i potensiell produksjon, og jeg finner at begge faktorene har falt og at denne reduksjonen i veksten til potensiell produksjon forklarer et fall på 1,17 prosentpoeng i den nøytrale renten. Gjennomsnittet av estimeringer av den nøytrale renten i EU og USA ga meg et nivå på den globale nøytrale renten. At den falt 2,94 prosentpoeng mellom 1980 og 2016 førte igjen til et fall i den estimerte nøytrale norske renten på 1,47 prosentpoeng. Etersom jeg ikke fant noen gode data for endring i kredittspredningen brukte jeg empiriske resultater fra andre land og på verdensbasis til å sette øvre og nedre grense på effekten dette har hatt på den nøytrale renten. Ved å sette disse inn i modellen fant jeg da en øvre og nedre grense på fallet i den nøytrale renten. Ved hjelp av DMM-modellen estimerte jeg da at den nøytrale renten i Norge har falt mellom 2,19-3,24 prosentpoeng mellom 1980-2016. Dette fallet er hovedsakelig drevet av en kombinasjon av fallende global nøytral rente og redusert vekst i potensiell produksjon i Norge.

Når det gjelder mine estimater for nøytral rente i Norge ved hjelp av HLW-modellen fant jeg at den nøytrale renten har falt uavhengig av om jeg bruker data fra fastlands-BNP,

total BNP, KPI eller KPI uten strøm og matkostnader. Modellen baserer seg på at den nøytrale renten bestemmes av trendvekstraten til potensiell produksjon og et restledd som fanger opp de resterende faktorene som påvirker nøytral rente (som endring i ønsket sparing eller investering). Estimaten mine for modell 1 konkluderer med at den nøytrale renten har falt fra 4,75% i 1980 til 1,1% i 2017, noe som gir et fall på 3,65 prosentpoeng. Tilsvarende finner jeg at estimatene fra modell 2 har falt fra 4,1% i 1980 til 1,4% i 2017, og at estimatene fra modell 3 sier at den nøytrale renten i Norge lå på 3,97% i 1980 og 1,49% i 2017. Dette gir fall på henholdsvis 2,7 og 2,48 prosentpoeng for modellene 2 og 3. Ifølge estimatene skyldes mesteparten av reduksjonen i de nøytrale rentene at trendveksten i potensiell produksjon har falt. Som i empirien er store deler av dette fallet tilknyttet tiden rundt finanskrisen, men modellene estimerer også at reduksjonen i nøytral rente i tiårene før finanskrisen hovedsakelig skyldes reduksjon i trendvekstraten til potensiell produksjon. Dette kan muligens forklares gjennom hvordan modellen er utformet, og at effekten av endring i trendvekstraten til potensiell produksjon på rentenivået vil estimeres til å være sterkere enn den egentlig er. Dette skyldes at modellen er utformet for en lukket økonomi, og dermed ikke tar hensyn til at en reduksjon i potensiell produksjon også vil redusere valutakursen. Effekten av den reduserte veksten i potensielle produksjonen blir da delvis blir motvirket av økt internasjonal etterspørsel etter innenlandske goder (som forklart i kapittel 2.2).

Som påpekt i kapittel 6.2 kan estimatene for den norske nøytrale renten fra HLW-modellen grovt deles inn i tre kortere tidsperioder mellom 1980 og 2017. Disse tre periodene skilles av to drastiske fall i den estimerte nøytrale renten i Norge. Det første fallet skjedde på slutten av 1980-tallet og fram mot 1990. Effekten av redusert befolkningsvekst skulle begynne å påvirke veksten i arbeidsstyrken 15-20 år etter den stoppet opp i 1970, noe som altså stemmer godt overens med denne reduksjonen i de estimerte norske nøytrale rentene. I tillegg så vi også at prisen på oljen hadde falt i årene frem mot dette, noe som også vil ha hatt en negativ effekt på den nøytrale renten i Norge. Det andre fallet var i ettertid av finanskrisen, og som vist tidligere i oppgaven førte finanskrisen til reduserte forventninger om fremtidig vekst. Dette resulterte i at ønsket sparerate økte og ønsket investering falt. Vi ser at på tross av at HLW-modellen estimerer at mesteparten av bevegelsen i de nøytrale rentene skyldes endringer i veksten i potensiell produksjon, så virker det mer sannsynlig at også demografiske endringer, og økt ønsket sparing og redusert ønsket investering drevet av andre årsaker har vært viktige drivere bak fallet i nøytral rente.

Dersom jeg ser på estimatene mine fra HLW-modellen for samme tidsperiode som for DMM-modellen, kan jeg se om det estimert fallet i den nøytrale realrenten i Norge ved hjelp

av HLW-modellen stemmer overens med hvor mye DMM-modellen estimerer at den nøytrale renten skal ha falt. I tabellen under viser jeg endringen i prosentpoeng for de 3 modellene mine fra HLW-estimeringen, og jeg ønsker da å se om de er innenfor den nedre og øvre grensen på henholdsvis 2,19 og 3,24 prosentpoengs reduksjon. Dette vises i tabellen under:

Tabell 7.1: Endring i prosentpoeng for HLW-estimatene av den nøytrale renten mellom 1980 og 2016.

	1980	2016	Endring
Modell 1	4,74	1,55	-3,19
Modell 2	4,1	1,63	-2,47
Modell 3	3,97	1,67	-2,3

Vi ser altså at alle modellene er innenfor den øvre og nedre grensen jeg hadde satt for endringen i de nøytrale rentene basert på resultatene fra DMM-modellen.

Det er dessverre noen usikkerhetsmomenter i denne estimeringen, og de er hovedsakelig tilknyttet HLW-estimeringen. Flere av variablene ble estimert til å ikke være statistisk signifikante ved 10%, 5% eller 1% signifikansnivå. Sammenlignet med estimeringen fra Holston et al. for USA, EU, Canada og Storbritannia måtte også mange flere simuleringer forkastes grunnet brudd på de teoretiske forutsetningene. I tillegg er det estimerte produksjonsgapet ulikt de estimerte produksjonsgapene presentert i Hagelund et al. (2018), noe som øker usikkerheten rundt parameterverdiene og de andre estimerte variabelverdiene. Disse usikkerhetsmomentene kan nok hovedsakelig sies å være et resultat av to faktorer. Det ene er at modellen er utformet for en lukket økonomi (eller en som er stor nok til å være prissetter på det globale markedet), noe som gjør at faktorer som valutakurs ikke inkluderes. For Norge kunne det i tillegg vært interessant å inkludere effekten av aktivitetsnivået i oljenæringen med tanke på at Bergholt et al. viste at 33% av svingningene i BNP kunne forklares ut ifra oljen. Fraværet av disse variablene gjør det vanskeligere å presist estimere andre variabler og effekten av dem (parameterne). Den andre årsaken er at store deler av estimeringene baserer seg på uobserverbare variabler, men dette er en nødvendighet når den nøytrale renten skal estimeres, og ikke noe jeg kan gjøre noe med.

På tross av usikkerhetsmomentene tilknyttet estimeringen av den nøytrale renten i Norge mener jeg at jeg har et godt nok grunnlag til å konkludere med at den nøytrale renten i Norge har falt. De faktorene jeg i kapittel 2 fant at var nøkkeldriverne bak den nøytrale

renten har alle endret seg på en måte som trekker i retning av redusert nøytral rente, både globalt og i Norge. I tillegg er det ene estimatet fra Hammerstrøm og Lønning (2000) det eneste estimatet av den nøytrale renten i Norge som hevder den nøytrale renten har økt, og det er en enkel estimeringsmetode som det er vanskelig å ilegge mye vekt. Både mine egne estimer og de andre estimatene av den nøytrale renten i Norge gir de forventede resultatene basert på teori/empiri, nemlig at den nøytrale renten i Norge har falt siden 1980.

Kapittel 8: Konklusjon

I denne oppgaven så jeg på den nøytrale renten, her definert som det realrentenivået som vil gi lukket produksjonsgap og konstant inflasjon over en konjunktursykel. Jeg fant at nøkkelfaktorene bak utviklingen i den nøytrale renten ville være ønsket sparing, ønsket investering og veksten i potensiell produksjon. Ønsket sparing og ønsket investering er viktig ettersom det styrer nivået på den langsiktige nøytrale renten (også kjent som likevektsrenten). Ettersom den nøytrale renten vil bevege seg mot den langsiktige nøytrale renten, så betyr det at om den langsiktige nøytrale renten er høyere enn den nøytrale renten, så forventes den nøytrale renten å øke over tid. Tilsvarende vil den forventes å falle over tid dersom den langsiktige nøytrale renten er lavere enn den nøytrale renten. Vi kan dessverre ikke måle ønsket sparing eller ønsket investering, men vi kan se på faktorene som driver ønsket sparing og investering. Veksten i potensiell produksjon er en viktig faktor der. Dersom den potensielle produksjonen øker vet vi at også faktisk produksjon etterhvert (eller umiddelbart) vil legge seg på et høyere nivå. Det motsatte er ikke sant, økt faktisk produksjon betyr ikke nødvendigvis at potensiell produksjon har økt. Når potensiell produksjon øker vil det bidra til å redusere ønsket sparing ettersom konsumentene vil konsumere mer og spare mindre i inneværende periode. Samtidig så vi at vekst i potensiell produksjon vil øke ønsket investering, enten om det er for å holde raten mellom kapital og produksjon fast eller om det er grunnet større tro på at investeringene vil bli lønnsomme i fremtiden. Både reduksjonen i ønsket sparing og økningen i ønsket investering vil trekke i retning av økt nøytral rente. Vi så også at dersom veksten i arbeidsstyrken økte ville det kunne øke produksjonen per capita, og dermed også nøytral rente.

I kapittel 3 så jeg at fallet i realrentene globalt hovedsakelig skyldes en økning i ønsket sparing (drevet av EME), en reduksjon i ønsket investering (Drevet av AE) og en reduksjon i veksten til potensiell produksjon på teknologifronten (USA). Dette vil også ha ført til at den globale nøytrale renten har falt, og ettersom vi fant at det eksisterer en sterk sammenheng mellom den nøytrale renten i Norge og den globale nøytrale renten så vil dette påvirke den norske nøytrale renten også.

Estimeringene mine viste at den nøytrale renten i Norge har falt fra å ligge på rundt 4% i 1980 til å ligge litt over 1% i 2017. I følge HLW-modellen skyldes dette fallet hovedsakelig fallet i veksten til potensiell produksjon. Basert på de observerte tallene

internasjonalt, for Norge og estimatene fra DMM-modlelen virker dette noe usannsynlig. Globale endringer i ønsket sparing/investering og reduksjon i veksten til den potensielle produksjonen både i USA og i Norge har nok alle hatt en effekt på den nøytrale renten i Norge.

Det er enkelte usikkerhetsmomenter tilknyttet estimeringen gjort med HLW-modellen, spesielt relatert til det estimerte produksjonsgapet og signifikansnivået til enkelte av de estimerte parameterne. På tross av dette mener jeg at jeg har godt nok grunnlag til å sikkert kunne konkludere med at den nøytrale renten har falt siden 1980. Sammenligner vi teorien med empirien så tyder alt på et fall, ser vi på tidligere estimater både globalt og i Norge tyder alt på et fall, og ser vi på mine to modeller så stemmer estimatene overens, og begge tyder på fall. Problemstillingen min var: ”Har den nøytrale renten i Norge falt siden 1980?”. Konklusjonen min på dette er et klart ja, og jeg kan også si at de fleste endringene som har forårsaket dette fallet er vedvarende endringer, slik at den nøytrale renten forventes å forbli lav i lang tid fremover (men på et litt høyere nivå enn dagens).

En vei videre dersom jeg, eller noen andre, skulle jobbet videre med dette temaet ville nok vært å utvikle en Norsk modell for estimeringen av den nøytrale renten. Det å få med effekten av valutakursen, og eventuelt oljenæringen, kunne eliminert noe av den usikkerheten som fulgte med HLW-estimeringen.

Referanseliste

- Amighini, A., Blanchard, O. & Giavazzi, F. (2013). *Macroeconomics: A european perspective (2nd Edition)*. Harlow: Pearson publishing.
- Andrews, D. W. K. & Ploberger, W. (1994). Optimal test when a nuisance parameter is present only under the alternative. *Econometrica*, vol, 62 (no. 6), side 1383-1414.
- Archibald, J. & Hunter, L. (2001). What is the neutral real interest rate, and how can we use it?. *Reserve Bank of New Zealand: Bulletin Vol.64 (No.3)*, side 15-28.
- Arestis, P. & Chortareas, G. E. (2007). Natural equilibrium real interest rate estimates and monetary policy design. *Journal of Post Keynesian Economics*, vol.29 no.4, side 621-643.
- Basdevant, O., Björkstén, N. & Karagedikli, Ö. (2004). *Estimating a time varying neutral real interest rate for New Zealand*. Reserve Bank of New Zealand discussion paper, DP2004/01.
- BBC (2015). China to end one-child policy and allow two. Sist lest 02.09.2018. Hentet fra <https://www.bbc.com/news/world-asia-34665539>.
- Bean, C., Broda, C., Ito, T. & Kroszner, R. (2015). *Low for long? Causes and consequences of persistently low interest rates*. Geneva reports on the world economy, rapport nr 17.
- Bergholt, D., Larsen, V. H., & Seneca, M. (2017). *Business cycles in an oil economy*. Bank for international settlements, Working Paper, nr 618.
- Bergo, J. (2003). Rentens rolle i økonomien. Sist lest 25.07.2018. Hentet fra <https://www.norges-bank.no/Publisert/Foredrag-og-taler/2003/2003-10-19/>
- Bernanke, B. S. (2005). The global savings glut and the U.S. current account deficit. Sist lest 24.07.2018. Hentet fra <https://www.federalreserve.gov/boarddocs/speeches/2005/200503102/>
- Bernhardsen, T. (2005). *The neutral rate of interest*. Norges Bank Staff Memo, No.1/2005.
- Bernhardsen, T. & Gerdrup, K. (2006). Den nøytrale realrenten. *Penger og Kreditt 4/2006*. Side 208-220.
- Blinder, A. S. (1998). *Central banking in theory and practice*. Cambridge: MIT Press.
- Cappelen, Å., Eika, T., & Prestmo J. B. (2014). Virkninger på norsk økonomi av et kraftig fall i oljeprisen. *Økonomiske analyser*, 3/2014, side 31-41.
- Eichengreen, B. (2015). *Secular stagnation: The long view*. National Bureau of Economic Research (NBER) Working Paper, No.20836.
- Everts, M. P. (2006). Duration of business cycles. Sist lest 18.08.2018. Hentet fra https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=905804.
- FRBSF (Federal Reserve Bank of San Francisco) (2004). What is “Core inflation”, and why do economists use it instead of overall or general inflation to track changes in the overall price

level. Sist lest 04.06.2018. Hentet fra: <https://www.frbsf.org/education/publications/doctor-econ/2004/october/core-inflation-headline/>.

Gjedrem, S. (2001). Inflasjonsmål – hvordan settes renten. Sist lest 08.07.2018. Hentet fra: <https://www.norges-bank.no/Publisert/Artikler-og-kronikker/art-2001-05-29html/>

Goldin, C. & Katz, L. F. (2007). *The race between education and technology: The evolution of U.S. educational wage differentials, 1890-2005*. National Bureau of Economic Research (NBER) Working Paper, No. 12984.

Gordon, R. J. (2014). *The demise of U.S. economic growth: Restatement, rebuttal, and reflections*. National Bureau of Economic Research (NBER) Working Paper, No. 19895.

Hagelund, K. (2016). *Produksjonsgap og finansielle variable*. Norges Bank Staff Memo, nr 14/2016.

Hagelund, K., Hansen, F., & Robstad, Ø. (2018). *Modellberegninger av produksjonsgapet*. Norges Bank staff memo, nr.4/2018.

Hammerstrøm, G. & Lønning, I. (2000). Kan vi tallfeste den nøytrale renten?. *Norges Bank Penger og Kreditt 2*, side 115-124.

Harvey, A. C. (1989). *Forecasting structural time series models and the kalman filter*. Cambridge: Cambridge university press.

Hamilton, J. D. (1986). A standard error for the estimated state vector of a state-space model. *Journal of Econometrics 33*, side 387-397.

Holston, K., Laubach, T. & Williams, J. C. (2016). Estimates from Holston-Laubach-Williams working paper. Sist lest 12.06.2018. Hentet fra: <https://www.frbsf.org/economic-research/publications/working-papers/2016/11/>.

Holston, K., Laubach, T. & Williams, J. C. (2017a). Measuring the natural rate of interest: International trends and determinants. *Journal of International Economics, vol. 108 supplement 1*, side S59-S75.

Holston, K., Laubach, T. & Williams, J. C. (2017b). Documentation of R code and data for “Measuring the natural rate of interest: International trends and determinants”. Sist lest 28.05.2018. Hentet fra <https://www.frbsf.org/economic-research/publications/working-papers/2016/11/>.

IMF (2014). *Perspectives on global real interest rates*. World Economic Outlook April 2014: Recovery Strengthens, Remains Uneven, kapittel 3.

Kiley, M. T. & Roberts, J. M. (2017). *Monetary policy in a low interest rate world*. Finance and Economics discussion series 2017-080.

Kuttner, K. N. (1994). Estimating potential output as a latent variable. *Journal of business & economic statistics, volume 12 issue 3*, side 361-368.

- Kuznets, S. (1960). Population change and aggregate output. *Demographic and Economic Change in Developed Countries*, side 324-351.
- Krugman, P., Obstfeld, M. & Melitz, M. (2014). *International Economics: Theory and Policy, Global Edition (10th Edition)*. Harlow: Pearson publishing.
- Laubach, T. & Williams, J. C. (2003). Measuring the natural rate of interest. *The review of economics and statistics, volume 85 no 4*, side 1063-1070.
- Leduc S. & Rudebusch G D. (2014). *Does slower growth imply lower interest rates?*. Federal Reserve Bank of San Francisco Economic Letter 2014-33.
- Lubik, T A. & Matthes, C. (2015). *Calculating the natural rate of interest: A comparison of two alternative approaches*. Richmond Fed Economic Brief No.15-10.
- Mendes, R R. (2014). *The neutral rate of interest in Canada*. Bank of Canada Discussion Paper 2014-5.
- Mundell, R A. (1963). Capital mobility and stabilization policy under fixed and flexible exchange rates. *The Canadian Journal of Economics and Political Science, vol 29 no.4*, side 475-485.
- Norden, R. H. (1972). A survey of maximum likelihood estimation. *International statistical review, vol 40 no.3*, side 329-354.
- Norges Bank (2016a). Inflasjon. Sist lest 15.08.2018. Hentet fra: <https://www.norges-bank.no/Statistikk/Inflasjon/>.
- Norges Bank (2016b). *Pengepolitisk rapport med vurdering av økonomisk stabilitet*. Norges Bank, rapport nr 3/16.
- Norges Bank (2017). *Pengepolitisk rapport med vurdering av økonomisk stabilitet*. Norges Bank, rapport nr 3/17.
- Norges Bank (2018a). *Pengepolitisk rapport med vurdering av økonomisk stabilitet*. Norges Bank, rapport nr 2/18.
- Norges Bank (2018b). NIBOR renter i Norge fra 1982 – 2013 / NIBOR interest rates in Norway from 1982 – 2013. Sist lest 07.08.2018. Hentet fra <https://www.norges-bank.no/en/Statistics/Historical-monetary-statistics/Short-term-interest-rates/>.
- Norges Bank (2018c). Short term interest rates in Norway from 1818. Sist lest 07.08.2018. Sist lest 07.08.2018. Hentet fra <https://www.norges-bank.no/en/Statistics/Historical-monetary-statistics/Short-term-interest-rates/>.
- Obstfeld, M. (1986). *Capital mobility in the world economy: Theory and Measurement*. National Bureau of Economic Research (NBER) Working Paper, No.1692.
- OECD (2011). *Pensions at a glance 2011: Retirement-Income Systems in OECD and G20 Countries*. OECD Publishing. Paris: OECD Publishing.

OECD (2018a). OECD Data for population. Sist lest 15.08.2018. Hentet fra <https://data.oecd.org/pop/population.htm#indicator-chart>.

OECD (2018b). OECD Data for working age population. Sist lest 15.08.2018. Hentet fra <https://data.oecd.org/pop/working-age-population.htm#indicator-chart>.

OECD (2018c). OECD Data for saving rate. Sist lest 15.08.2018. Hentet fra <https://data.oecd.org/natincome/saving-rate.htm>.

OECD (2018d). OECD Data for crude oil import prices. Sist lest 15.08.2018. Hentet fra <https://data.oecd.org/energy/crude-oil-import-prices.htm>.

OECD (2018e): OECD Data for crude oil production. Sist lest 15.08.2018. Hentet fra <https://data.oecd.org/energy/crude-oil-production.htm#indicator-chart>.

OECD (2018f). OECD Data for labour productivity and utilization. Sist lest 15.08.2018. Hentet fra <https://data.oecd.org/lprdy/labour-productivity-and-utilisation.htm#indicator-chart>.

OECD (2018g). OECD Data for quarterly GDP. Sist lest 26.05.2018. Hentet fra <https://data.oecd.org/gdp/quarterly-gdp.htm#indicator-chart>.

OECD (2018h). OECD Data for inflation (CPI). Sist lest 22.05.2018. Hentet fra <https://data.oecd.org/price/inflation-cpi.htm>.

OECD (2018i). OECD Data for long-term interest rates. Sist lest 31.08.2018. Hentet fra <https://data.oecd.org/interest/long-term-interest-rates.htm>.

OECD (2018j): OECD Data for short-term interest rates. Sist lest 22.08.2018. Hentet fra <https://data.oecd.org/interest/short-term-interest-rates.htm#indicator-chart>.

Oslo Børs (2018). Nibor – gjennomsnitt. Sist lest 12.08.2018. Hentet fra <https://www.oslobors.no/Oslo-Boers/Statistikk>.

Ostry, J. D., Berg, A. & Tsangarides, C. G. (2014). *Redistribution, Inequality and Growth*. IMF Staff Discussion Note (SDN/14/02).

Pedersen, J. (2015). *The Danish Natural Real Rate of Interest and Secular Stagnation*. Danmarks Nationalbank Working Paper, no.94.

Piketty, T. (2014). *Capital in the 21st century*. Harvard university press, Cambridge.

Rachel, L. & Smith, T D. (2015). *Secular drivers of the global real interest rate*. Bank of England Staff Working Paper, No.571.

Saez, E. & Zucman, G. (2014). *Wealth inequality in the United States since 1913: Evidence from capitalized income tax data*. National Bureau of Economic Research (NBER) Working Paper, No. 20625.

Sinn, S. (1992). Saving-Investment correlations and capital mobility: On the evidence from annual data. *The Economic Journal*, Vol.102 No.414, side 1162-1170.

SSB (2017). Hva er egentlig BNP?. Sist lest 16.06.2018. Hentet fra <https://www.ssb.no/nasjonalregnskap-og-konjunkturer/artikler-og-publikasjoner/hva-er-egentlig-bnp>.

SSB (2018a). 09190: Makroøkonomiske hovedstørrelser. Ujustert og sesongjustert (fra statistikkbanken). Sist lest 26.05.2018. Hentet fra <https://www.ssb.no/statbank/table/09190>.

SSB (2018b). 08183: Konsumprisindeks, historisk serie (fra statistikkbanken). Sist lest 26.05.2018. Hentet fra <https://www.ssb.no/statbank/table/08183>.

SSB (2018c). Fordringer og gjeld overfor utlandet. Sist lest 01.09.2018. Hentet fra <https://www.ssb.no/utenriksokonomi/statistikker/forutland/kvartal>.

SSB (2018d). 1149: Konsumprisindeks, historisk serie, etter måned (1998=100) (Avslutta serie) 1920 – 2016. Sist lest 26.05.2018. Hentet fra <https://www.ssb.no/statbank/table/11449/>

Stock, J. H. & Watson, M. W. (1998). Median unbiased estimation of coefficient variance in a time-varying parameter model. *Journal of the American Statistical Association*, volume 93 issue 441, side 349-358.

Todaro, M. P. & Smith, S. C. (2014). *Economic Development* (12th Edition). Harlow: Pearson Publishing.

Verdensbanken (2018). The World Bank Data for risk premium on lending (lending rate minus treasury bill rate, %). Sist lest 12.08.2018. Hentet fra <https://data.worldbank.org/indicator/FR.INR.RISK?end=2014&locations=GB&start=1980&view=chart>.

Woodford, M. (2003). *Interest and Prices: Foundations of a Theory of Monetary Policy*. Princeton: Princeton University Press.

Wooldridge, J. M. (2015). *Introductory econometrics*. Boston: Cengage Learning.

Vedlegg

Vedlegg 1: Matriser og vektorer for state-space oppsettet til HLW-modellen for steg 1-3. (Hentet fra Holston et al., 2017b)).

Steg 1:

$$\mathbf{y}_t = [y_t, \pi_t]' \quad (3)$$

$$\mathbf{x}_t = [y_{t-1}, y_{t-2}, \pi_{t-1}, \pi_{t-2,4}]' \quad (4)$$

$$\xi_t = [y_t^*, y_{t-1}^*, y_{t-2}^*]' \quad (5)$$

$$\mathbf{H}' = \begin{bmatrix} 1 & -a_{y,1} & -a_{y,2} \\ 0 & -b_y & 0 \end{bmatrix}, \quad \mathbf{A}' = \begin{bmatrix} a_{y,1} & a_{y,2} & 0 & 0 \\ b_y & 0 & b_\pi & 1 - b_\pi \end{bmatrix}$$

$$\mathbf{F} = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 \\ 1 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 \end{bmatrix}, \quad \mathbf{Q} = \begin{bmatrix} \sigma_{y^*}^2 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 \end{bmatrix}$$

The vector of parameters to be estimated by maximum likelihood is as follows:

$$\theta_1 = [a_{y,1}, a_{y,2}, b_\pi, b_y, g, \sigma_{\tilde{y}}, \sigma_\pi, \sigma_{y^*}]$$

Steg 2:

$$\mathbf{y}_t = [y_t, \pi_t]' \quad (6)$$

$$\mathbf{x}_t = [y_{t-1}, y_{t-2}, r_{t-1}, r_{t-2}, \pi_{t-1}, \pi_{t-2,4}, 1]' \quad (7)$$

$$\xi_t = [y_t^*, y_{t-1}^*, y_{t-2}^*, g_{t-1}]' \quad (8)$$

$$\mathbf{H}' = \begin{bmatrix} 1 & -a_{y,1} & -a_{y,2} & a_g \\ 0 & -b_y & 0 & 0 \end{bmatrix}, \quad \mathbf{A}' = \begin{bmatrix} a_{y,1} & a_{y,2} & \frac{a_r}{2} & \frac{a_r}{2} & 0 & 0 & a_0 \\ b_y & 0 & 0 & 0 & b_\pi & 1 - b_\pi & 0 \end{bmatrix}$$

$$\mathbf{F} = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 1 \\ 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 \end{bmatrix}, \quad \mathbf{Q} = \begin{bmatrix} \sigma_{y^*}^2 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & (\lambda_g \sigma_{y^*})^2 \end{bmatrix}$$

The vector of parameters to be estimated by maximum likelihood is as follows:

$$\theta_2 = [a_{y,1}, a_{y,2}, a_r, a_0, a_g, b_\pi, b_y, \sigma_{\tilde{y}}, \sigma_\pi, \sigma_{y^*}]$$

Step 3:

$$\mathbf{y}_t = [y_t, \pi_t]' \quad (9)$$

$$\mathbf{x}_t = [y_{t-1}, y_{t-2}, r_{t-1}, r_{t-2}, \pi_{t-1}, \pi_{t-2}, 4]' \quad (10)$$

$$\xi_t = [y_t^*, y_{t-1}^*, y_{t-2}^*, g_{t-1}, g_{t-2}, z_{t-1}, z_{t-2}]' \quad (11)$$

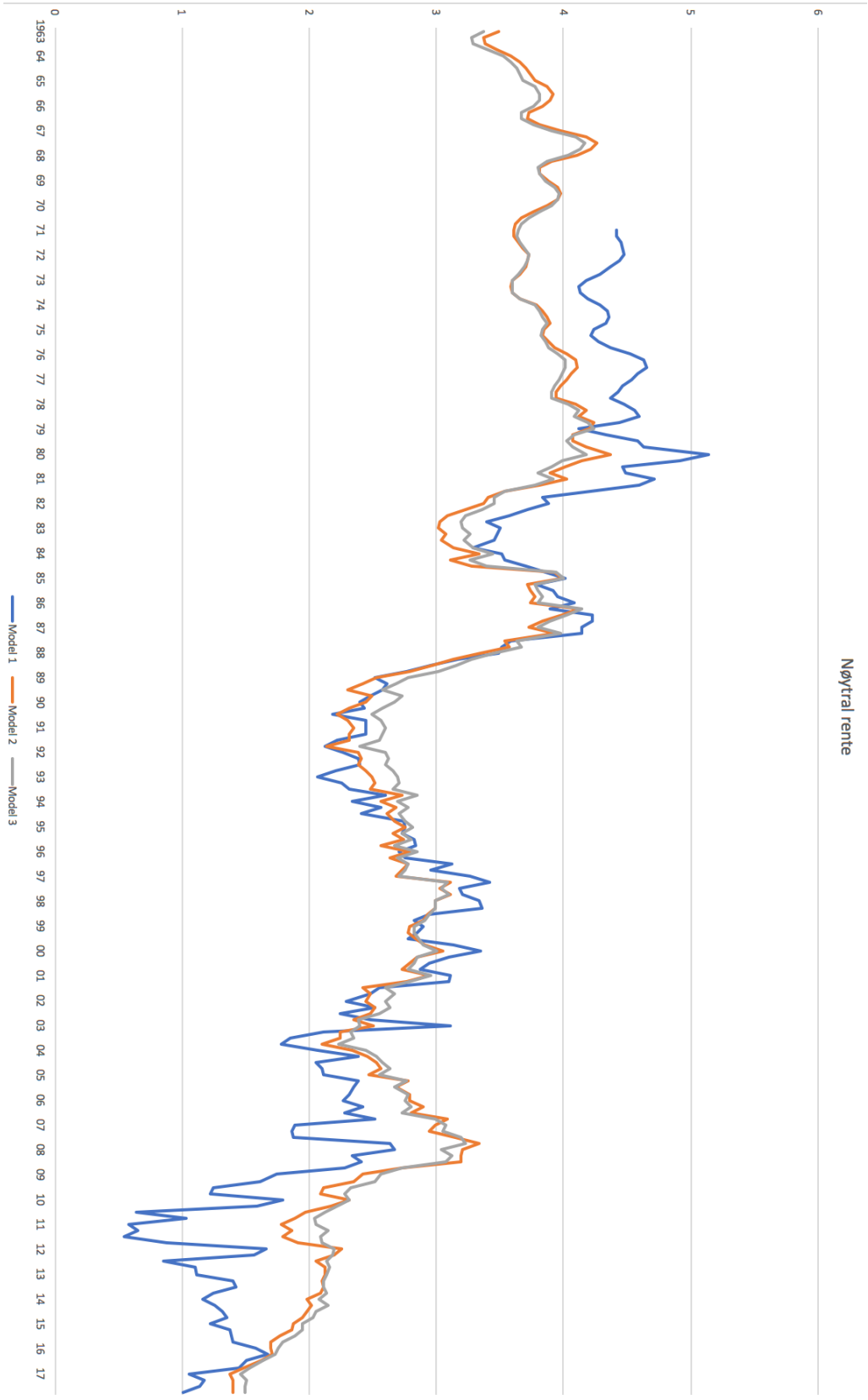
$$\mathbf{H}' = \begin{bmatrix} 1 & -a_{y,1} & -a_{y,2} & \frac{-a_r}{2} & \frac{-a_r}{2} & \frac{-a_r}{2} & \frac{-a_r}{2} \\ 0 & -b_y & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \end{bmatrix}, \quad \mathbf{A}' = \begin{bmatrix} a_{y,1} & a_{y,2} & \frac{a_r}{2} & \frac{a_r}{2} & 0 & 0 \\ b_y & 0 & 0 & 0 & b_\pi & 1 - b_\pi \end{bmatrix}$$

$$\mathbf{F} = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 \end{bmatrix}, \quad \mathbf{Q} = \begin{bmatrix} (1 + \lambda_g^2) \sigma_{y^*}^2 & 0 & 0 & (\lambda_g \sigma_{y^*})^2 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ (\lambda_g \sigma_{y^*})^2 & 0 & 0 & (\lambda_g \sigma_{y^*})^2 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & \left(\frac{\lambda_z \sigma_{\tilde{y}}}{a_r}\right)^2 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \end{bmatrix}$$

The vector of parameters to be estimated by maximum likelihood is as follows:

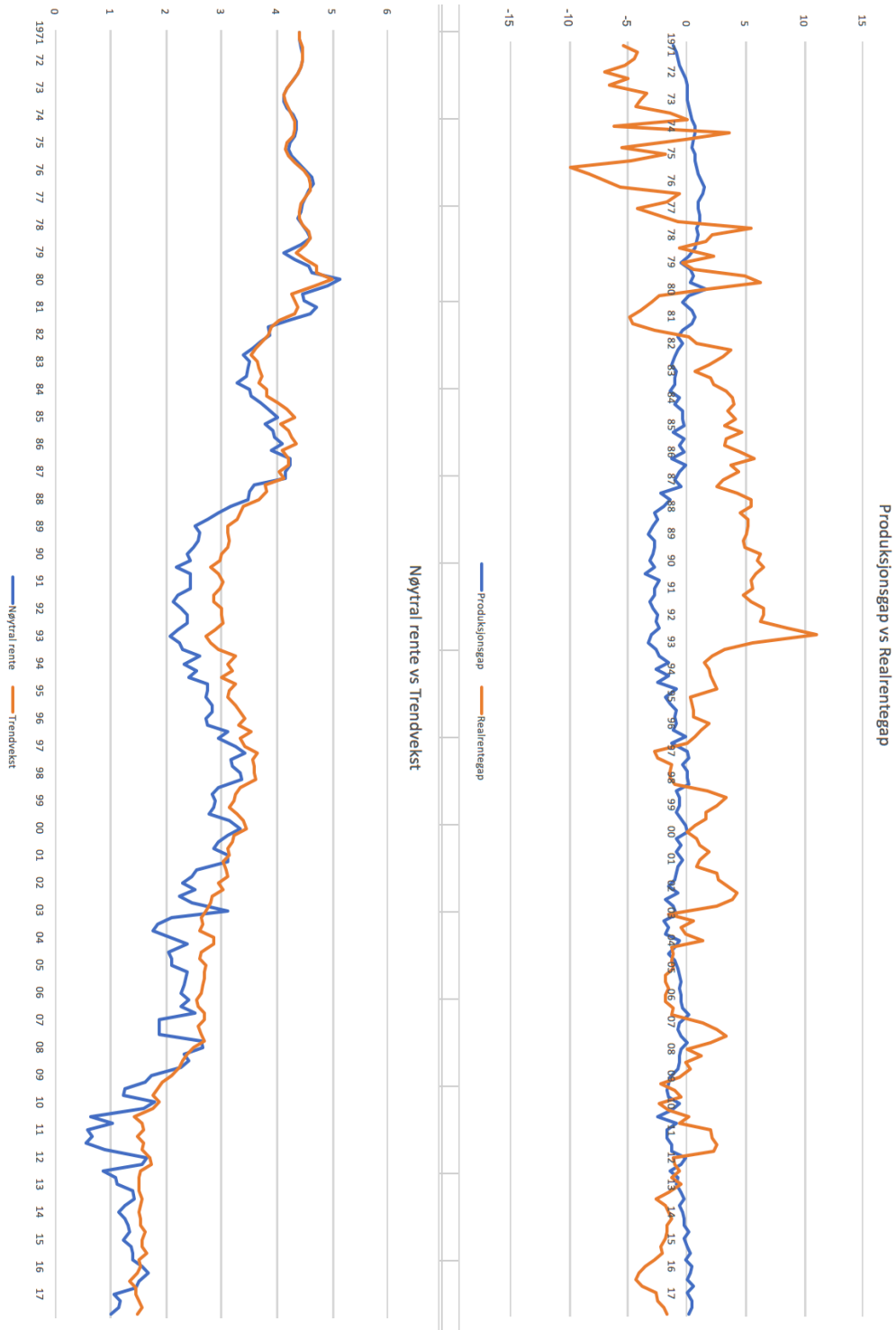
$$\theta_3 = [a_{y,1}, a_{y,2}, a_r, b_\pi, b_y, \sigma_{\tilde{y}}, \sigma_\pi, \sigma_{y^*}]$$

Vedlegg 2: Estimert nøytral rente fra HLW-estimeringen.

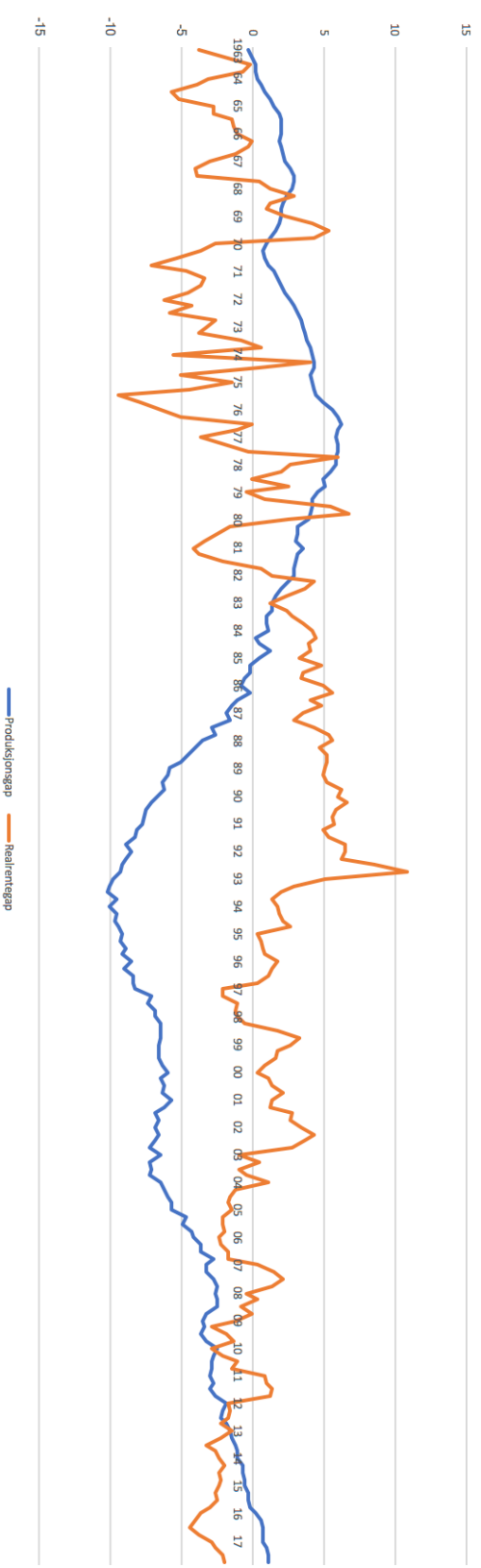


Vedlegg 3: Estimer for produksjonsgap, realrentegap, nøytral rente og trendveksten til potensiell produksjon fra HLW-estimeringen.

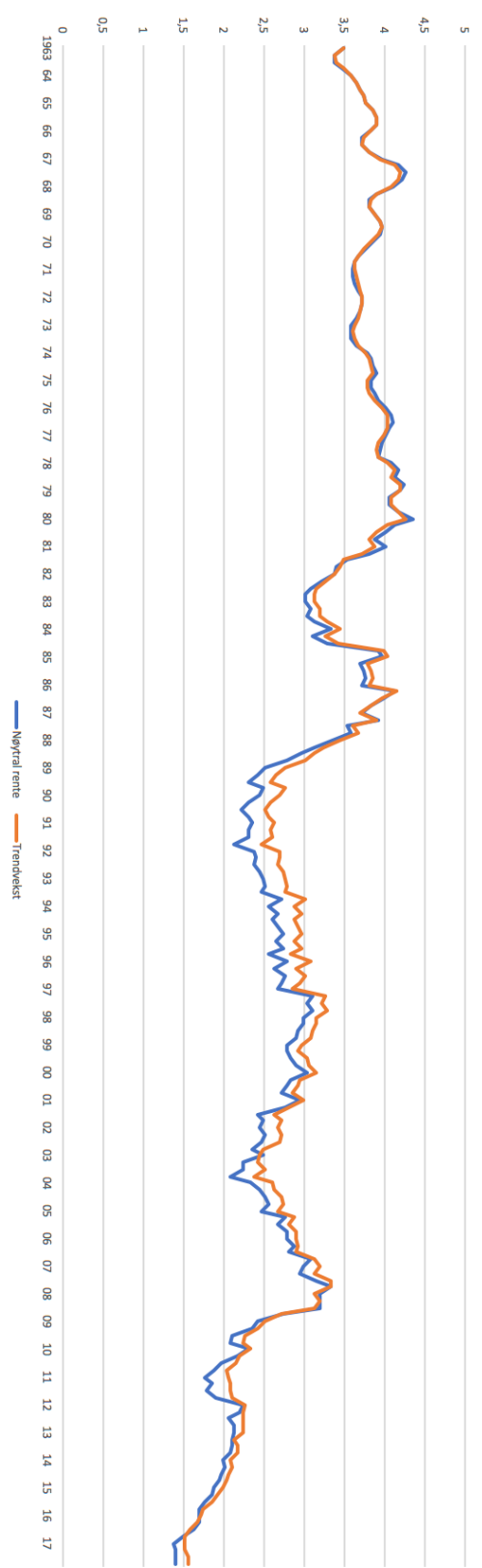
Modell 1:



Produksjonsgap vs Realrentegap

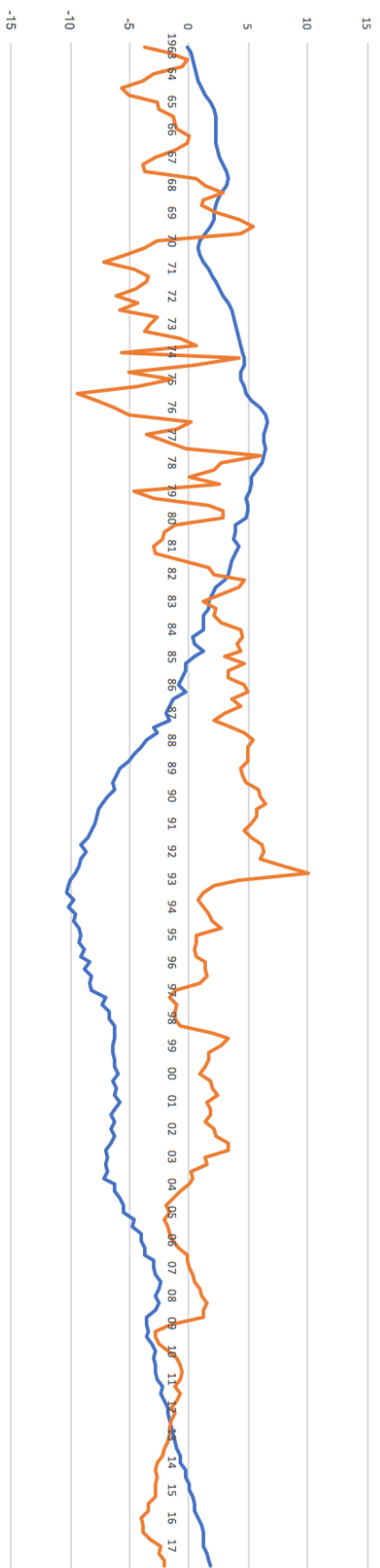


Nøytral rente vs Trendekst

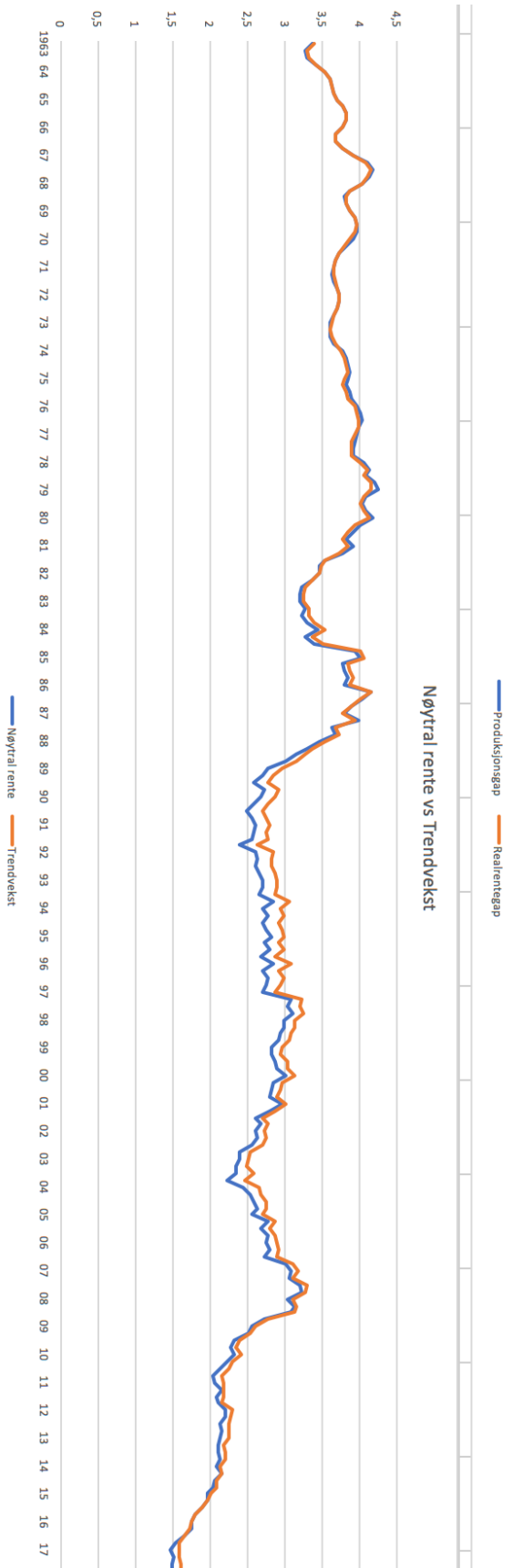


Modell 2:

Produksjonsgap vs Realrentegap

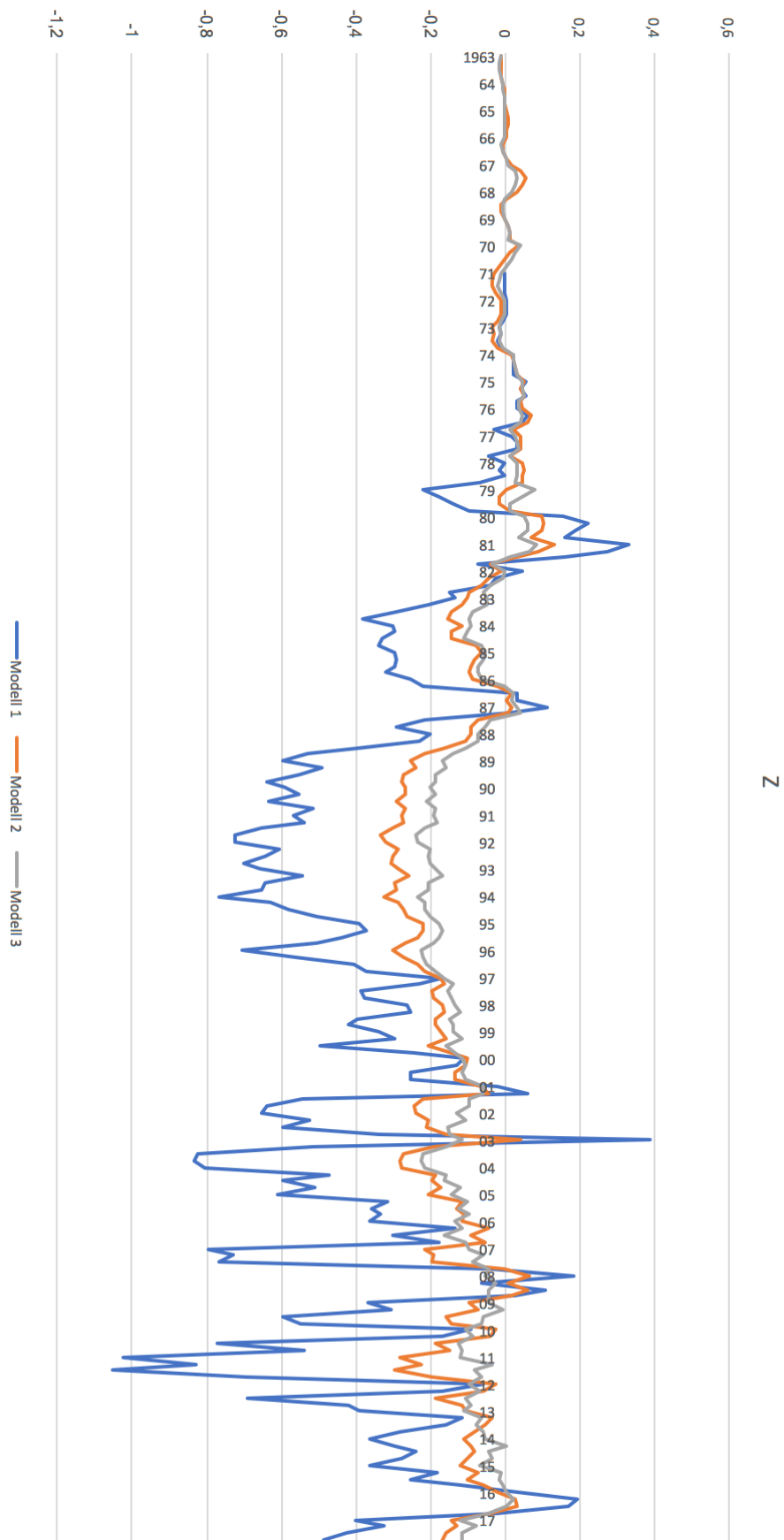


Nøytral rente vs Trendvekst



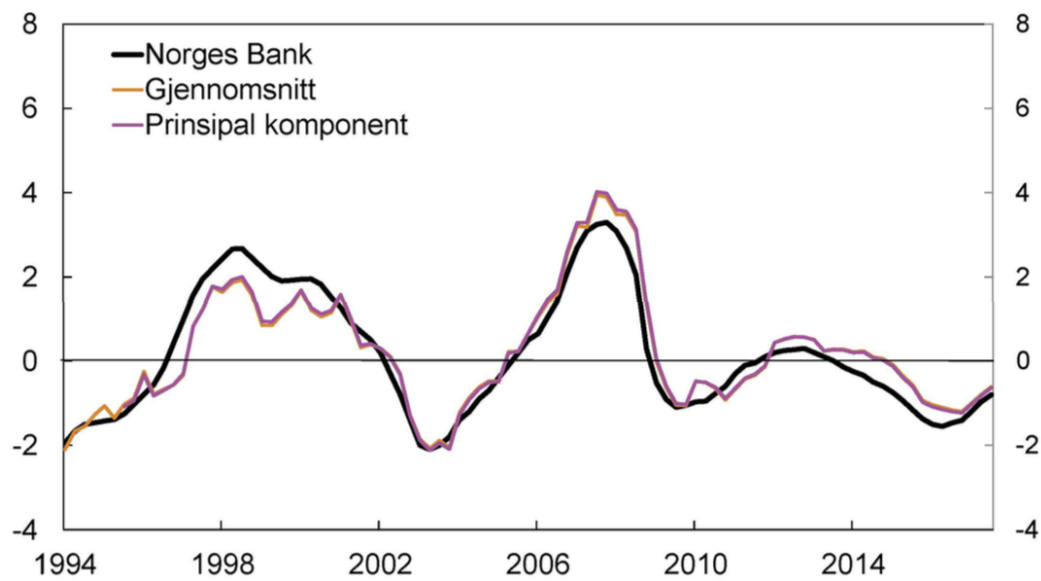
Modell 3:

Vedlegg 4: Variabelen Z over tid for modellene 1-3 fra HLW-estimeringen



Vedlegg 5: Estimerte produksjonsgap

Fra Hagelund, Hansen og Robstad (2018):



Min estimering av produksjonsgapet for modell 1-3 fra HLW-estimeringen:

