



Estimering av en finanspolitisk regel for Norge i perioden 1980-2018

– Hvordan har finanspolitiske sjokk fra regelen påvirket norsk økonomi?

Anders Sundve Jordheim og Torbjørn Kjørnes

Veileder: Gernot Peter Doppelhofer

Masteroppgave, Økonomi og Administrasjon, Finans

NORGES HANDELSHØYSKOLE

Dette selvstendige arbeidet er gjennomført som ledd i masterstudiet i økonomi- og administrasjon ved Norges Handelshøyskole og godkjent som sådan. Godkjenningen innebærer ikke at Høyskolen eller sensorer innestår for de metoder som er anvendt, resultater som er fremkommet eller konklusjoner som er trukket i arbeidet.

Sammendrag

Formålet med denne masteravhandlingen er å studere norsk finanspolitikk og dens effekt på et utvalg makroøkonomiske størrelser i perioden 1980-2018. Dette gjøres ved å estimere en finanspolitisk regel for Norge som vi bruker til å identifisere avvik mellom planlagt og faktisk pengebruk. Avvikene definerer vi som finanspolitiske sjokk og effekten av sjokkene på økonomien studeres i en vektor-autoregressiv modell (VAR-modell).

Inspirert av Taylors «Reassessing Discretionary Fiscal Policy» (2000) estimerer vi en lignende finanspolitisk regel. Denne baserer seg på økonomisk og politisk teori, samt kunnskap om norsk økonomi og finanspolitikk i perioden vi studerer. Regelen består av en syklisk del som representerer automatiske stabilisatorer og en strukturell del som representerer oljepengebruk korrigert for regjeringsspesifikke ulikheter i pengebruken. Regelen tar utgangspunkt i statsbudsjettene fremlagt høsten forut for budsjettåret, og på grunn av tregheter i finanspolitikken forbundet med å oppdage, vurdere og vedta diskresjonære finanspolitiske tiltak, klarer vi å identifisere de finanspolitiske sjokkene i hvert år.

Vi finner at avvikene fra regelen var større i perioden da man ikke var bundet av handlingsregelen. Dette stemmer overens med det vi vet om norsk finanspolitikk fra perioden, da man i stedet for å hente oljepenger fra et fond som i dag, brukte penger fra oljevirkksomheten løpende. Videre finner vi at avvikene i stor grad korrelerer negativt med predikert produksjonsgap for hele utvalgsperioden, som sier at finanspolitikken brukes som motsyklisk virkemiddel.

Hovedfunnet fra VAR-analysen knytter seg til forholdet mellom finanspolitiske sjokk og fastlands-BNP, der vi finner at de to størrelsene har en lagget effekt på den andre. Vi slår derfor fast at fastlands-BNP er en sentral driver bak budsjettunderskuddet og at finanspolitikken har innebygde tregheter som gjør at det tar tid før den får effekt. Vi finner ingen signifikant effekt av finanspolitiske sjokk på verken inflasjon eller valutakurs, hvilket er overraskende, og kan tyde på at regelen ikke fanger opp eventuelle tilbudsideeffekter fra et finanspolitisk sjokk.

Forord

Vi vil først og fremst rette en stor takk til vår veileder Gernot Peter Doppelhofer for gode innspill og kommentarer underveis i prosessen. Arbeidet med masterutredningen har vært både interessant og utfordrende, og markerer med dette slutten på en flott studietid ved Norges Handelshøyskole. Vi ønsker videre å takke venner og familie som har stilt opp underveis i denne prosessen.

Anders Sundve Jordheim og Torbjørn Kjørnes

Bergen, juni 2019.

Innholdsfortegnelse

1. INNLEDNING	6
1.1 PROBLEMSTILLING	7
1.2 OPPGAVENS STRUKTUR	8
2. BUDSJETTARBEIDET I NORGE.....	9
3. TEORETISK BAKGRUNN FOR FINANSPOLITIKK	11
3.1 STATENS BUDSJETTRESTRIKSJON OG FINANSPOLITIKK PÅ LANG SIKT	11
3.2 FINANSPOLITIKK SOM KORTSIKTIG STABILISERINGSVERKTØY	12
4. FINANSPOLITISKE REGLER I FORSKNINGEN.....	16
4.1 FINANSPOLITISKE REGLER.....	16
4.2 FINANSPOLITISKE REGLER VED STORE NATURRESSURSER	17
4.3 POLITISKE ØKONOMISKE SKJEVHETER OG FINANSPOLITISKE REGLER	18
5. NORSK FINANSPOLITIKK FØR HANDLINGSREGELEN.....	21
5.1 TIDEN FØR OLJEN.....	21
5.2 1970-TALLET – STARTEN PÅ OLJEINNTÆKTENE	21
5.3 1980-TALLET – DEREGULERING AV KREDITTMARKEDET OG RELATIVT EKSPANSIV FINANSPOLITIKK	22
5.4 1990-TALLET – MOTSYKLISK FINANSPOLITIKK OG OPPRETTELSEN AV OLJEFONDET	23
6. HANDLINGSREGELEN	25
6.1 HANDLINGSREGELEN – ST. MELDING. NR. 29 (2000-2001).....	25
6.2 HANDLINGSREGELEN – TILLEGGSPROPOSISJON	26
6.3 ENDRING I HANDLINGSREGELEN FRA FIRE TIL TRE PROSENT	29
7. METODE.....	30
7.1 HODRICK-PRESCOTT FILTERET	30
7.1 TIDSSERIEDATA OG FORUTSETNINGER FOR OLS	32
7.2 VEKTOR-AUTOREGRESJON (VAR) PÅ REDUSERT FORM	34
7.3 GRANGER KAUSALITET	38
7.4 IMPULSRESPONS-FUNKSJONER OG CHOLESKY DEKOMPONERING.....	39
7.5 FORECAST ERROR VARIANCE DECOMPOSITION	42
8. ESTIMERING AV EN FINANSPOLITISK REGEL FOR NORGE.....	43
8.1 INTRODUKSJON	43
8.2 VALG AV NASJONALBUDSJETTET	44
8.3 DEN FINANSPOLITISKE REGELEN	47

8.4	ESTIMERING AV DEN SYKLISKE KOEFFISIENTEN	48
8.5	KOEFFISIENTENE I DEN STRUKTURELLE KOMPONENTEN.....	50
8.6	REGJERINGSSPESIFIKKE KONSTANTLEDD.....	52
8.7	FINANSPOLITISKE SJOKK (RESTLEDDET)	58
8.8	OPPSUMMERING	59
9.	ANALYSE.....	60
9.1	DESKRIPTIV ANALYSE.....	60
9.2	ANALYSE – IRF, GRANGER OG FEVD	66
10.	SVAKHETER.....	77
10.2	VIDERE FORSKNING	79
11.	KONKLUSJON	80
	LITTERATURLISTE.....	82
	APPENDIKS.....	86

Figurliste

FIGUR 1: TIDSLINJE SOM VISER BUDSJETTARBEIDET FOR 2018.	9
FIGUR 2: AUTOMATISKE STABILISATORER I ULIKE LAND.	15
FIGUR 3: TIDSLINJE SOM VISER BUDSJETTARBEIDET FOR 2018.	44
FIGUR 4: FINANSPOLITISKE SJOKK (U_T) OG FORVENTEDE PRODUKSJONGAP FOR ÅR 1980-2018	61
FIGUR 5: STANDARDAVVIK OG GJENNOMSNITTLIGE SJOKK FOR ÅR 1980-2018.	64
FIGUR 6: STRUKTURELLE OLJEKORRIGERTE UNDERSKUDD SAMT ULIKE BANER FOR REALAVKASTNINGEN	65
FIGUR 7: IMPULSRESPONS-FUNKSJONER MED FINANSPOLITISK SJOKK SOM IMPULS-VARIABEL	70
FIGUR 8: IMPULSRESPONS-FUNKSJONER MED KKI, KPI OG BNP SOM IMPULS-VARIABLER	71

Tabelliste

TABELL 1: NASJONALBUDSJETTET VED ULIKE TIDSPUNKT.	45
TABELL 2: UTSKRIFT AV OLS HVOR AUTOKORRELASJON ER JUSTERT MED NEWKEY WEST STANDARD ERRORS... ..	49
TABELL 3: OVERSIKT OVER DUMMIER FOR REGJERINGSPERIODENE SAMT REGJERINGSSPESIFIKKE AVVIK.	52
TABELL 4: REGJERINGSSPESIFIKKE AVVIK FOR ÅR 1980-2001.	54
TABELL 5: REGJERINGSSPESIFIKKE AVVIK FOR ÅR 2002-2018.	56
TABELL 6: GRANGER CAUSALITY WALD TEST.	69
TABELL 7: FORECAST ERROR VARIANCE DECOMPOSITION.	74
TABELL 8: FORECAST ERROR VARIANCE DECOMPOSITION.	74

1. Innledning

Norge har historisk sett alltid hatt finanspolitiske regler som har lagt føringer for budsjettpolitikken, med unntak av 1970-tallet, 1980-tallet og 1990-tallet (NOU2015:9, 2015). I samme periode gikk Norge fra å være et land med økonomisk vekst på OECD-gjennomsnittet, til å bli en oljenasjon med økonomisk vekst og velstand langt over gjennomsnittet for OECD (Hodne & Grytten, 2002). Som følge av at Norge ikke hadde regler for budsjettpolitikken i denne perioden, ble årlig netto kontantstrøm fra oljevirkomheten brukt løpende over nasjonalbudsjettet, noe som fortsatte helt fram til innføringen av handlingsregelen i 2001 (Finansdepartementet, 2018a).

Ettersom inntektene fra oljevirkomhet ble brukt løpende over nasjonalbudsjettet innebar dette at handlingsrommet i budsjettarbeidet det enkelte år var avhengig av hva man forventet av oljeinntekter i budsjettåret. Forskjellen mellom hva som har blitt estimert av oljeinntekter på nasjonalbudsjettet og hva som faktisk har skjedd i budsjettåret har variert stort. Årsaken til dette er først og fremst at oljeprisen i markedet har vært høyst volatil, men også fordi oljeutvinningen i seg selv har variert (NOU2015:9, 2015). Etter hvert som oljeinntektene begynte å bli av betydelig størrelse for norsk økonomi på slutten av 1970-tallet, er det grunn til å tro at den faktiske pengebruken i budsjettåret (presentert i statsregnskapet) har variert mye i forhold til hva som ble fastlagt i nasjonalbudsjettet.

Det er ikke bare faktiske oljeinntekter som skaper differanse mellom nasjonalbudsjettet og statsregnskapet, men også endringer mellom forventet og faktisk konjunktursituasjon vil avgjøre hvor stor denne forskjellen er. Endring i konjunktursituasjonen vil først og fremst slå ut i automatiske stabilisatorer, og sjeldent i diskresjonær finanspolitikk som følge av tregheter i det politiske systemet. Her finnes det likevel unntak, som ved krisepakken til norske banker under finanskrisen. Som følge av de store svingningene i konjunktoren på 1980-tallet og 1990-tallet er det grunn til å tro at differansen mellom nasjonalbudsjettet og statsregnskapet har vært spesielt varierende i denne perioden.

Med innføringen av handlingsregelen i 2001 ble det fastsatt at det strukturelle oljekorrigerede underskuddet kan utgjøre fire prosent av oljefondets verdi ved inngang til budsjettåret. Dermed ble det enklere for regjeringen å fastslå bruken av oljeinntekter ved fremleggelsen av nasjonalbudsjettet. Ut ifra dette er det naturlig å anta at forskjellen mellom nasjonalbudsjettet og statsregnskapet er redusert i perioden etter innføringen av handlingsregelen. Videre har

konjunktursituasjonen vært mer stabil i etterkant av tusenårsskiftet relativt til 1980- og 1990-tallet, noe som også gjør at differansen mellom nasjonalbudsjett og statsregnskap burde være mindre.

1.1 Problemstilling

I denne oppgaven vil vi undersøke hvordan differansen mellom nasjonalbudsjett og statsregnskap har vært i perioden 1980 til 2018. Grunnen til at vi gjør dette er for å avdekke mulige forskjeller mellom perioden før og etter innføringen av handlingsregelen, samt for å undersøke generelt hvordan slike avvik mellom budsjett og faktisk pengebruk påvirker økonomien. Ettersom petroleumsinntektene ble brukt løpende over nasjonalbudsjettet i perioden før innføringen av handlingsregelen, er hypotesen at avvikene mellom budsjettet og statsregnskapet var større på 1980- og 1990-tallet. For å undersøke dette vil vi først estimere en finanspolitisk regel som forklarer statens samlede pengebruk for hvert år. Regelen tar utgangspunkt i planlagt pengebruk og prediksjoner for norsk økonomi fra nasjonalbudsjettene, og differansen mellom pengebruk fra regelen og faktisk pengebruk fra statsregnskapet definerer vi som et finanspolitisk sjokk. Vi vil i senere kapitler argumentere for at tregheter i finanspolitikken gjør at store deler av pengebruken allerede er satt ved inngangen til budsjettåret, slik at det finanspolitiske sjokket i vår modell kan sies å være et eksogent sjokk.

Videre vil vi se nærmere på hvordan de finanspolitiske sjokkene har utviklet seg over tid, samt hvordan de har påvirket et utvalg makroøkonomiske størrelser. Denne analysen foregår i en vektor-autoregressiv-modell (heretter VAR-modell). Modellen har tidligere blitt benyttet i til dels lignende studier av finanspolitikken i USA (Auerbach & Gorodnichenko, 2012; Blanchard & Perotti, 2002), hvilket har vært til inspirasjon for denne oppgaven. I en VAR-modell bestående av det finanspolitiske sjokket og et utvalg makroøkonomiske variabler (fastlands-BNP, inflasjon og valutakurs) søker en å forklare hver av variablene i modellen med tidligere verdier av seg selv, samt tidligere verdier av de andre variablene.

På bakgrunn av dette har vi følgende forskningsspørsmål:

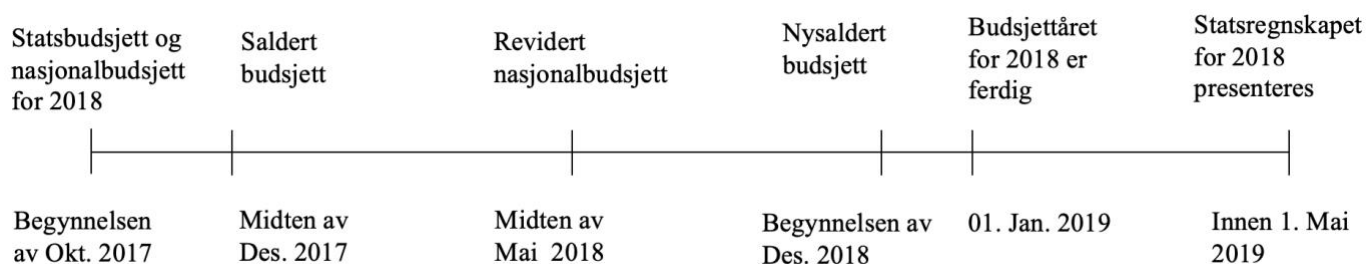
- *Hvordan ser en finanspolitisk regel ut for Norge i perioden 1980-2018?*
- *Hvordan avviker statens faktiske pengebruk fra regelen i perioden 1980-2018?*
- *I hvilken grad har disse avvikene (de finanspolitiske sjokkene) påvirket norsk økonomi?*

1.2 Oppgavens struktur

Oppgaven er strukturert som følger: I neste kapittel vil budsjettarbeidet i norsk politikk presenteres. Tredje kapittel utreder teoretisk bakgrunn for finanspolitikken, før fjerde kapittel beskriver finanspolitiske regler knyttet til forskning. Femte kapittel omhandler finanspolitikken i Norge før innføringen av handlingsregelen, mens kapittel seks presenterer selve handlingsregelen. Kapittel syv utgjør metodedelen av oppgaven, før vår finanspolitiske regelen presenteres i kapittel åtte. Analysen av hvordan finanspolitiske sjokk har sett ut samt hvordan de har påvirket økonomien presenteres i kapittel ni. Kapittel ti drøfter svakheter ved oppgaven og forslag til videre forskning, mens kapittel elleve utgjør konklusjonen.

2. Budsjettarbeidet i Norge

Ettersom vi i denne masteroppgaven skal estimere en finanspolitisk regel for Norge ved hjelp av data fra nasjonalbudsjettet og nasjonalregnskapet, er det hensiktsmessig å redegjøre for hvordan budsjettarbeidet i Norge fungerer. Under følger en tidslinje som illustrerer gangen i budsjettarbeidet for budsjettåret 2018 fram til statsregnskapet blir presentert.



Figur 1: Tidslinje som viser budsjettarbeidet for 2018.

Samme tidslinje gjelder også for alle andre budsjettår.

Finanstalen

I begynnelsen av oktober hvert år holder finansministeren finanstalen hvor regjeringens forslag til statsbudsjett blir lagt frem. Sammen med statsbudsjettet blir også nasjonalbudsjettet lagt fram, hvor den nåværende økonomiske situasjonen i norsk økonomi blir presentert, i tillegg til de økonomiske utsiktene for kommende år. Dataen vi bruker er hentet fra nasjonalbudsjettet, og vi vil således referere til dette gjennom oppgaven. Arbeidet med statsbudsjettet blir påbegynt rundt ett år før det blir fremlagt, og i denne prosessen legger de ulike departementene fram saker som kan få betydning for budsjettet til Finansdepartementet, som koordinerer budsjettarbeidet i regjeringen. Før statsbudsjettet vedtas i Stortinget i midten av desember skal det behandles i de ulike fagkomiteene. Hver av de 169 stortingsrepresentantene er fordelt på tolv fagkomiteer, og de ulike kapitlene i statsbudsjettet blir fordelt på disse komiteene kort tid etter finansministeren har fremlagt statsbudsjettet (Stortinget, 2018).

Partigruppenes budsjettarbeid

Med utgangspunkt i regjeringens forslag til statsbudsjett utarbeider de ulike opposisjonspartiene alternative statsbudsjett. Disse budsjettene viser hvilke nivå de ulike partiene vil ha på skatter og avgifter samt hvordan de vil disponere disse inntektene. Videre

bruker partigruppene sine alternative budsjett i forhandlingene i de forskjellige fagkomiteene, hvor de kjemper for å få gjennomslag (Stortinget, 2018).

Finanskomiteen som budsjettkoordinator

Mens fagkomiteene arbeider med den delen av budsjettet som omhandler sitt fagområde, er det finanskomiteen som har ansvar for å samordne budsjettarbeidet og for å gi en anbefaling om de totale rammene for utgifter og inntekter. Hvert parti har minst én stortingsrepresentant i finanskomiteen. For at fagkomiteene skal kunne komme med sine anbefalinger må de økonomiske rammene først vedtas i Stortinget. Finanskomiteen presenterer de økonomiske rammen for budsjettet innen 20. november, og den påfølgende debatten i Stortinget betegnes som «finansdebatten». Prosessen med å fastslå den økonomiske rammen avgjøres til slutt ved votering i Stortinget (Stortinget, 2018).

Budsjettvedtak i fagkomiteene

Etter at de økonomiske rammene er fastsatt kan fagkomiteene begynne å forhandle om detaljene i budsjettet for sitt område. Fagkomiteene vil i sitt arbeid arrangere komitéhøringer hvor organisasjoner, bedrifter og andre parter som blir påvirket av budsjettet får uttale seg om forslagene. Alle komiteenes anbefalinger blir diskutert og votert om i Stortinget i plenum, og alle budsjettinnstillinger skal være ferdig behandlet i Stortinget innen 15. desember. Det endelige budsjettet som vedtas i desember kalles saldert budsjett (Stortinget, 2018).

Revidert budsjett, nysaldert budsjett og statsregnskapet

I løpet av budsjettperioden skjer det endringer, og de to største endringene er vanligvis i revidert nasjonalbudsjett som legges fram i midten av mai hvert år, og nysaldert budsjett som legges fram i desember i budsjettåret. Revidert nasjonalbudsjett utgjør alle endringer og tilleggsbevilgninger til statsbudsjettet som er vedtatt så langt i budsjettåret, samt forslag til nye endringer. Nysaldert budsjett gjør rede for endringer som er vedtatt av Stortinget eller som er foreslått av regjeringen i perioden etter revidert nasjonalbudsjett (Finansdepartementet, 2018b). Når budsjettåret er over utarbeider finansdepartementet statsregnskapet, som legges fram for Stortinget våren etter budsjettåret er ferdig (Stortinget, 2018). I kapittel 8 følger en nærmere forklaring på forskjellen mellom budsjettene, og vi vil der argumentere for å bruke nasjonalbudsjettet presentert i oktober for å estimere den finanspolitiske regelen.

3. Teoretisk bakgrunn for finanspolitikk

3.1 Statens budsjettrestriksjon og finanspolitikk på lang sikt

Statens budsjettrestriksjon

Finanspolitikken avgjør oppbyggingen og nivået på statens utgifter og inntekter, og fastsetter dermed også utviklingen i statens netto finansielle formue. I tillegg til å finansiere kollektive goder som politi- og brannvesen, forsvar og rettssystemet, skal staten også sørge for en rekke velferdsordninger slik som skole, helsevesen og trygde- og pensjonsordninger. Et viktig mål for statens finanspolitikk er å løse disse oppgavene med minst mulig negative virkninger på annen økonomisk virksomhet, samtidig som innbyggerne opplever skattebyrden som rettferdig. I likhet med andre økonomiske aktører må staten nå dette målet innenfor rammen av en intertemporal budsjettbetingelse, kalt budsjettrestriksjonen (NOU2015:9, 2015).

Statens budsjettrestriksjon innebærer at nåverdien av statens fremtidige utgifter til varer og tjenester må være mindre eller lik dagens netto formue samt nåverdien av fremtidige inntekter fra skatter og avgifter. Ettersom budsjettrestriksjonen tar utgangspunkt i nåverdien av alle fremtidige inntekter og utgifter, kan det bli misvisende å fokusere på et spesifikt budsjettunderskudd for å forklare finanspolitikken innvirkning på budsjettrestriksjonen. Et eksempel på dette er hvordan inflasjon påvirker budsjettunderskuddet. Når inflasjonen øker vil den nominelle rentekostnaden øke, noe om også gjør at budsjettunderskuddet øker. På den annen siden vil høyere inflasjon redusere den reelle verdien av gjelden. Samlet sett vil altså økt inflasjon ikke ha noen innvirkning på budsjettrestriksjonen, men budsjettunderskuddet blir målt til å være høyere. Et annet eksempel er hvordan et salg av en eiendel øker inntekten og reduserer budsjettunderskuddet dette året, men på den annen side vil fremtidig inntekt fra denne eiendelen falle bort, slik at budsjettrestriksjonen gjerne ikke blir påvirket av salget (Romer, 2012).

Skatteutjevning

Ifølge Barro (1979) vil forskyvninger forårsaket av skatter øke mer enn proporsjonalt med skatteinntektene, og det er først når skattenivået er høyt at denne effekten inntreffer. Forskyvninger innebærer at skatter og avgifter endrer atferden til konsumenter, investorer og bedrifter, slik at bruken av samfunnets ressurser blir mindre effektiv. Når skattenivået er høyt

og forskyvningene øker mer enn proporsjonalt med skatteinntektene, vil effektivitetstapet være større ved et varierende skattenivå enn ved et konstant skattenivå med samme gjennomsnitt. Dermed har staten et incentiv til å jevne ut skattenivået over tid, slik at effektivitetstapet ved forskyvninger minimeres (Romer, 2012).

Videre tilsier teorien om skatteutjevning at midlertidige avvik mellom statens inntekter og utgifter skal svares på ved å øke budsjettunderskuddet fremfor å øke skattenivået for en kort periode. Eksempler på situasjoner hvor en midlertidig økning i budsjettunderskuddet er gunstig er ved resesjoner eller i krigstilstander. Teorien om skatteutjevning har også implikasjoner for utsikter til fremtidig høy utgiftsvekst. For eksempel er det mange europeiske land som forventer høy utgiftsvekst knyttet til voksende andel eldre. Etter teorien om skatteutjevning bør skattenivået økes en del allerede i dag dersom tjenestetilbudet skal være det samme når utgiftsnivået øker (NOU2015:9, 2015).

3.2 Finanspolitikk som kortsiktig stabiliseringsverktøy

Ricardiansk ekvivalens

I teorien om Ricardiansk ekvivalens er det antatt at konsumentene er framoverskuende og baserer sine konsumbeslutninger på forventet fremtidig inntekt. Ifølge denne teorien vil ikke endringer av offentlige utgifter påvirke konsumentenes atferd. Tanken er at et skatteuttak i dag må lede til høyere skatter i en senere periode. Etersom konsumentene er framoverskuende vil de vite at nåverdien av skattebyrden ikke er endret, noe som gjør at de heller vil spare skatteuttaket enn å bruke det. Ricardiansk ekvivalens sier dermed at finanspolitikk ikke har noen stabiliseringsvirkning på konjunktoren, ettersom etterspørselen til konsumentene ikke kan påvirkes (Romer, 2012).

Det er flere teoretiske utfordringer knyttet til Ricardiansk ekvivalens og hvor framoverskuende konsumenter egentlig er. Én kritikk er at konsumenter ikke tar fullt ut hensyn til fremtidig inntekt, slik at nåverdiberegningen blir feil. En annen kritikk er at konsumenter har en begrensning på hvor mye de kan låne med sikkerhet i fremtidig inntekt. Dersom konsumenter vet at de vil tjene mer i fremtiden og kan låne med fullstendig sikkerhet i denne inntekten, vil konsument i dag være på et mye høyere nivå. Et skatteuttak i dag vil øke nåværende inntekt, og det er naturlig å tro at noe av denne inntektsøkningen vil gå til økt konsum i dag. En tredje kritikk er at skatteuttak i dag kan bli betalt av fremtidige generasjoner, noe som innebærer at

nåverdien av skattebyrden for konsumenten reduseres. Et motsvar til dette er at folk ikke handler egoistisk, men faktisk tenker på sine barn. Med en slik tankegang vil et skattekutt i dag bli spart til fordel for neste generasjon, slik at konsumnivået for begge generasjoner er likt. Hvor sterk dekning Ricardiansk ekvivalens har, er med andre ord usikkert. Generelt gir konsumfunksjoner basert på norsk data liten støtte for Ricardiansk ekvivalens i sin sterkeste form, noe som åpner opp for multiplikatoreffekter (NOU2015:9, 2015).

Multiplikatoreffekter

Finansielle multiplikatorer måler den kortsiktige effekten av diskresjonær finanspolitikk på produksjonen. Dette innebærer at multiplikatoren måler hvilken effekt 1 krone endring i offentlige utgifter eller 1 krone endring i skatteinntektene har på BNP-nivået. Simulering med dynamisk stokastiske likevektsmodeller og strukturelle vektor-autoregressive modeller utviklet siden 1990-tallet, viser at multiplikatorer det første året gjerne ligger mellom 0 og 1 i «normale tider». Litteraturen viser også at skattekutt vil ha en mindre multiplikatoreffekt enn hva økning i utgifter har, ettersom konsumenter gjerne vil spare en stor del av skattekuttet (i henhold til Ricardiansk ekvivalens). I «unormale tider», slik som ved resesjon eller når renten er nær null, kan multiplikatoren bli større enn én. Mer spesifikt vil størrelsen på multiplikatoren bli bestemt av strukturelle og konjunkturrelle forhold (Batini, Eyraud, Forni & Weber, 2014).

Strukturelle forhold påvirker økonomiens evne til å respondere på finansielle sjokk i normale tider. Et eksempel på et strukturelt forhold er et lands åpenhet for handel, og dermed tilbøyelighet for import. I tilfellet hvor et land i stor grad er lukket, og dermed har lav tilbøyelighet for import, vil de finansielle multiplikatorene være større fordi økt etterspørsel ikke forsvinner til økt import, men snarere til økt innenlandsk etterspørsel. Et annet eksempel er at større automatiske stabilisatorer vil redusere størrelsen på finansielle multiplikatorer, som følge av at de reduserer virkningene av finansielle sjokk gjennom automatiske justeringer av skatter og overføringer. Andre strukturelle forhold som påvirker størrelsen på finansielle multiplikatorer er rigiditeter i arbeidsmarkedet, vekslingskursregimet og gjeldsnivået til landet (Batini et al., 2014).

Konjunkturrelle forhold vil påvirke størrelsen på multiplikatorene fra deres «normalnivå». Av konjunkturrelle forhold er det to hovedfaktorer: konjunktursituasjonen og i hvilken grad pengepolitikken svarer på finanspolitiske sjokk.

Finansielle multiplikatorer er generelt større i en resesjon enn i en oppgangsfase, i tillegg vil størrelsen på multiplikatoren endre seg mer underveis i en resesjon enn den vil endre seg ved ekspansjon i økonomien. En forklaring på dette er at tilbudssiderestriksjonen er asymmetrisk. Ved oppgangstider vil det være en høy utnyttelse av ressursene i samfunnet med sterk produksjonsvekst og lav arbeidsledighet. I en slik tilstand – hvor det ikke er ledig kapasitet i økonomien – vil diskresjonær finanspolitikk ha liten virkning. I motsatt tilfelle, når det er nedgangstid og det er mye ledig kapasitet i samfunnets ressurser, vil ekspansiv diskresjonær finanspolitikk føre til at disse ressursene blir bedre utnyttet, og derav vil multiplikatoren være større i en slik situasjon (Batini et al., 2014).

I hvilken grad pengepolitikken svarer på finanspolitiske sjokk vil også være med å avgjøre hvor store de finansielle multiplikatorene er. For eksempel vil pengepolitikken miste sin stabiliseringskraft når renten nærmer seg null. Når myndighetene ikke lenger har mulighet til styrke etterspørselen i økonomien ved å senke renten, vil diskresjonær finanspolitikk spille en større rolle, slik at multiplikatoreffekten vil være større (Batini et al., 2014).

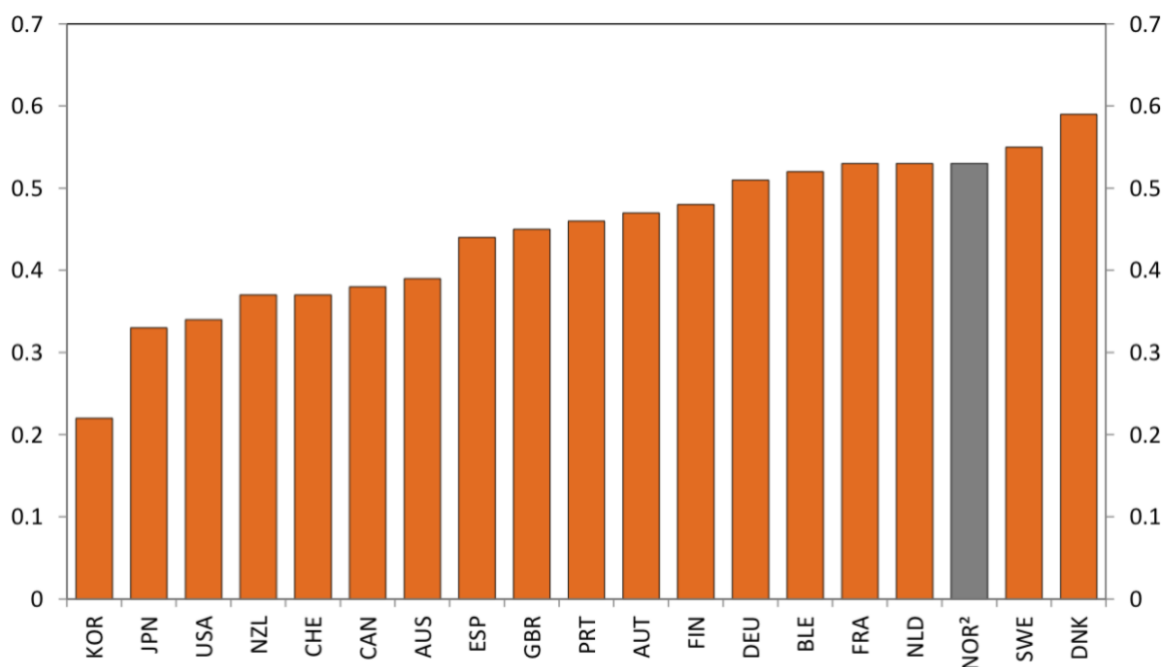
Automatiske stabilisatorer

Automatiske stabilisatorer er vedtatt ved lov og er mekanismer som blir aktivert automatisk av konjunktursituasjonen, og bidrar til å dempe svingningene i økonomien ved å regulere samlet etterspørsel. Eksempler på automatiske stabilisatorer er skatter, avgifter og ledighetstrygd. Når det er høykonjunktur vil for eksempel skatte- og avgiftsinntektene øke som følge av sterk vekst i produksjon og sysselsetting. Dette vil i sin tur føre til større overskudd på statsbudsjettet, men på den annen side vil kjøpekraften til husholdninger og bedrifter trekkes inn, noe som demper aktivitetsveksten. Ved lavkonjunktur vil skatteinntektene reduseres og utgifter til arbeidsledighetstrygd øke. Dette vil svekke statens budsjettbalanse, noe som isolert sett bidrar til å opprettholde kjøpekraften til husholdninger og bedrifter, og dermed også aktiviteten i økonomien. Skatte- og avgiftsinntektene utgjør rett under halvparten av verdiskapingen til Fastlands-Norge, noe som innebærer at inntektsbortfall som følge av konjunkturen vil bli møtt med en sterk reduksjon i offentlige inntekter, og derav opprettholdelse av kjøpekraften til husholdninger og bedrifter (NOU2015:9, 2015).

Automatiske stabilisatorer kan sies å være det fremste stabiliseringsverktøyet i finanspolitikken ettersom de slår inn automatisk ved konjunktursituasjonen. Diskresjonære finanspolitiske tiltak tar lengre tid før de blir iverksatt. Først må regjeringen gjøre sine vurderinger og deretter må forslaget sendes til lovgivende forsamling for votering. Dersom

det blir vedtatt går forslaget videre til statsapparatet som har ansvar for å iverksette vedtaket fra Stortinget. Responstiden fra et negativt sjokk i økonomien er observert, til tiltak er iverksatt og har virkning, kan være på mange måneder. Dette viser hvor effektive automatiske stabilisatorer er til sammenligning (NOU2015:9, 2015).

Som følge av at Norge har en sterkere velferdsstat enn de fleste andre land, vil også virkningene av de automatiske stabilisatorene være større. I figuren under sammenlignes størrelsen på automatiske stabilisatorer for en rekke ulike land. Figuren viser hvordan én prosentenheter (positiv) endring i produksjonsgapet vil gi i overkant av 0,5 prosentenheter reduksjon i det sykliske budsjettunderskuddet som andel av trend-BNP for Fastlands-Norge.



Figur 2: Automatiske stabilisatorer i ulike land.

² Fastlands-Norge.

Kilde: OECD, gjengitt av Gjedrem (2018), gjesteforelesning i Long term macroeconomic analysis, NHH.

4. Finanspolitiske regler i forskningen

4.1 Finanspolitiske regler

Schaechter, Kinda, Budina og Weber (2012) deler finanspolitiske regler inn i fire hovedgrupper ut ifra hvilken budsjettstørrelse de styrer etter:

- *Gjeldsregler* setter en øvre grense for offentlig gjeld som andel av BNP. En slik finanspolitisk regel er enkel å kommunisere og fungerer godt til å bevege gjeldsnivået mot et fastsatt nivå. Dersom offentlig gjeld som andel av BNP er en bindende regel kan det føre til prosyklisk finanspolitikk. I gode tider vil det komme mer penger inn i statskassen, men så lenge pengebruken over statsbudsjettet gjør at gjeldsnivået er innenfor fastsatt nivå, legger ikke denne regelen noen føringer på hvor mye man kan bruke. Eksempler på gjeldsregler er de overnasjonale reglene til EU. Gjennom Maastricht-avtalen fra 1992 og «Stability and Growth Pact» fra 1997 ble det vedtatt et bruttogjeldstak på 60 prosent av BNP, i tillegg til at årlig budsjettunderskudd ikke kan overstige tre prosent av BNP.
- *Budsjettbalanseregler* angir klare prinsipper for beslutninger rundt budsjettet. Budsjettbalansen er under beslutningstakernes kontroll, og hva som vedtas i budsjettet vil også avgjøre i hvilken grad samlet gjeld øker eller minker. En slik balanseregel kan for eksempel være retningslinjer rundt aktivitetskorrigert budsjettbalanse. Ved å ta høyde for den strukturelle utviklingen i budsjettarbeidet vil de automatiske stabilisatorene få virke. Ettersom strukturell balanse er basert på anslag for konjunkturutviklingen, vil det være vanskelig å treffe nøyaktig med den strukturelle balansen i nåtid. Etter hvert som man får ny informasjon om konjunktursituasjonen er det ofte slik at den strukturelle balansen for tidligere år skulle ha sett annerledes ut.
- *Utgiftsregler* er ment for å begrense utgiftsveksten, og er som regel angitt som vekstrater med tidshorisont på tre til fem år. Utgiftsregler er gode supplementer til gjelds- og budsjettbalanseregler, og kan være med på å sikre bærekraft i offentlige finanser. For eksempel vil det i en situasjon med høy midlertidig inntektsvekst være gunstig å ha utgiftsregler som begrenser veksten i offentlig pengebruk. Å bygge ned

velferdstilbud er mye vanskeligere enn å bygge dem opp. Det er med andre ord viktig å føre en langsiktig budsjettpolitikk, noe utgiftsregler kan bidra med.

- *Innteksregler* setter en øvre og nedre grense for inntekter, og er ment for å skape en solid inntektsside eller å hindre at skattenivået blir for høyt. En utfordring med innteksregler er at statens inntekter i stor grad er påvirket av konjunktoren. Å sette en nedre eller øvre grense vil derfor være utfordrende, og kan føre til prosyklisk finanspolitikk. En variant av innteksregler er å sette en grense for bruk av midlertidige høye inntekter og kan da sammenlignes med en utgiftsregel.

4.2 Finanspolitiske regler ved store naturressurser

Permanentinntektshypotesen

Permanentinntektshypotesen (PIH) ble lansert av Milton Friedman i 1957, og innebærer at et land rikt på naturressurser vil få sin intertemporale budsjettrestriksjon oppfylt når det ressurskorrigerede budsjettunderskuddet er konstant og lik avkastningen til den samlede ressursformuen. Den samlede ressursformuen utgjøres av total netto kontantstrøm som allerede er hentet ut gjennom utvinning, samt den samlede forventede verdien av naturressursen som enda ikke er utvunnet. Permanentinntektshypotesen angir et nivå for det ressurskorrigerede budsjettunderskuddet, noe som gjør at den samlede ressursformuen blir bevart til evig tid og kommer alle fremtidige generasjoner til gode. Nivået for det ressurskorrigerede budsjettunderskuddet kan uttrykkes i reelle termer, som andel per innbygger eller som andel av ressurskorrigert BNP (IMF, 2018). For Norge blir gjerne oljekorrigert underskudd presentert som andel av fastlands-BNP.

«Bird-in-hand rule»

«Bird-in-hand rule» er tett knyttet til permanentinntektshypotesen, men kan sies å være en mer konservativ variant. For Norge innebærer en slik regel at oljekorrigert budsjettunderskudd som andel av fastlands-BNP skal være mindre eller lik den forventede realavkastningen av oljeformuen som allerede er utvunnet. En slik regel løser en rekke utfordringer med permanentinnteksthypotesen. Ved å følge «bird-in-hand rule» fjernes usikre estimater rundt forventet verdi av oljeformuen som enda ikke er utvunnet. Videre vil innfasingen av

oljeinntektene foregå i et roligere tempo, noe som reduserer sannsynligheten for reversering i både velferdstilbud og næringsstruktur (NOU2015:9, 2015).

4.3 Politiske økonomiske skjevheter og finanspolitiske regler

Introduksjon

Arbeidet til Alesina og Tabellini (1990) og den påfølgende litteraturen som oppstod i kjølvannet av dette arbeidet, har vist at finanspolitiske regler kan være nyttige verktøy for å begrense skjevheter mot høye budsjettunderskudd og akkumulering av offentlig gjeld. I motsetning til de finanspolitiske reglene beskrevet ovenfor – som forutsetter velgjørende planleggere som maksimerer samlet sosial velferd – forutsetter de politiske modellene et landskap av ulike aktører med forskjellige syn som bytter på å ha beslutningsmakt (IMF, 2018).

I artikkelen «Budget Deficits and Budget Institutions» beskriver Alesina og Perotti (1999) flere politiske forhold som kan forklare finanspolitiske skjevheter. Vi vil trekke fram spesielt to av disse forholdene:

- Politikere ønsker å bli gjenvalgt, noe som leder til opportunistisk pengebruk før valg for enten å sikre valgseier eller for å redusere handlingsrommet til en ny regjering.
- Politikere har incentiver til å skape tvetydighet og forvirring rundt budsjettprosessen. Tanken er at jo mindre velgerne forstår av budsjettprosessen, desto enklere er det for politikerne å bruke mye penger og søke opportunistiske mål.

Videre vil vi utdype hvordan disse forholdene fører til skjevheter rundt offentlig pengebruk, og hvordan finanspolitiske regler kan dempe disse skjevhetene.

Usikkerhet om gjenvalg – Strategiske budsjettunderskudd

I artikkelen «A Positive Theory of Fiscal Deficits and Government Debt» utreder Alesina og Tabellini (1990) hvordan det oppstår en skjevhet knyttet til budsjettunderskudd som følge av motstridende syn mellom nåværende og fremtidige beslutningstakere. Hovedfunnene fra artikkelen er at budsjettunderskudd blir brukt strategisk av beslutningstakere for å påvirke handlingsrommet til sine etterfølgere. Uenighet i det politiske synet mellom ulike partier samt usikkerheten om hvem som kommer til å få makt ved neste valg, gjør at den nåværende

regjeringen ikke greier å internalisere kostnaden ved å etterlate budsjettunderskudd til sine etterfølgere. Som et resultat av dette vil offentlig gjeld bli høyere enn hva som er optimalt.

Videre viser artikkelen til hvordan det politiske landskapet i det enkelte land kan påvirke styrken på skjevheten rundt budsjettunderskuddet. Dersom det politiske landskapet er preget av polarisering vil skjevheten mot budsjettunderskudd være sterkere, noe som vil lede til høyere akkumulert offentlig gjeld. Videre vil økt grad av usikkerhet rundt hvilke parti som vinner neste valg føre til større strategiske budsjettunderskudd og økt samlet gjeld. En mulig løsning på skjevheten mot budsjettunderskudd er at de politiske partiene samlet kommer fram til felles normer for når det er lov til å avvike fra et balansert budsjett, for eksempel ved krig eller resesjon (Alesina & Tabellini, 1990).

Som et motsvar til teorien om strategisk gjeldsoppbygging for å hemme motstanderpartier skriver Romer (2012) at det er vanskelig å trekke entydige konklusjoner rundt dette. Et eksempel som motstrider en slik teori er hvordan Storbritannia har unngått voksende budsjettunderskudd til tross for regjeringsskifter hvor partene har hatt sterke ideologiske motsetninger. Samtidig har det vært en klar tendens til at land med koalisjonsregjeringer og gjerne mindretallsregjeringer har hatt økende budsjettunderskudd. Dette tyder på en generell skjevhet mot budsjettunderskudd i land preget av svak politisk styring.

Mangel på transparens – økte budsjettunderskudd

Kompleksiteten i statsbudsjettet i moderne økonomier er til en viss grad uunngåelig, men også til dels kunstig skapt gjennom praksiser som skjuler de reelle fordelene og ulempene for skattebetalerne. I praksis er det en rekke triks beslutningstakere kan foreta seg for påvirke velgernes oppfatning av offentlig pengebruk. For eksempel kan beslutningstakerne overestimere forventet vekst i skatteinntekter, samt underestimere rentenivået og offentlige utgifter. På slutten av året kan regjeringen da hevde at budsjettunderskuddet er et resultat av uforutsette makroøkonomiske hendelser. Et annet eksempel er at regjeringen fører en kreativ bruk av budsjettposter i statsbudsjettet for å skjule ekspansiv pengebruk. Med andre ord har politikere færre incentiver til å lage enkle og transparente statsbudsjett (Alesina & Perotti, 1999).

Et teoretisk argument som forklarer skjevheten mot tvetydige og komplekse budsjetter er teorien om «finanspolitisk illusjon», forklart av Buchanan og Wagner (1977). Ifølge denne teorien tar ikke velgerne hensyn til statens intertemporale budsjettrestriksjon, noe som leder

dem til å overestimere fordelene ved offentlig forbruk, samt underestimere kostnadene ved skatter i dag og i fremtiden. Ved komplekse budsjetter vil den finanspolitiske illusjonen bli forsterket, noe som gjør at politikere nettopp vil ha incentiver for å skape lite transparente budsjetter. Jo sterkere den finanspolitiske illusjonen er, desto mer ekspansiv finanspolitikk kan føres til fordel for opportunistiske mål for regjeringen (Alesina & Perotti, 1999).

5. Norsk finanspolitikk før handlingsregelen

I arbeidet med å lage en finanspolitisk regel som skal beskrive norsk finanspolitikk fra 1980 og fram til i dag, er det relevant å se på hvilke forhold som ble vektlagt i denne perioden, samt i tidligere perioder. I tillegg vil en historisk beskrivelse av finanspolitikken danne grunnlaget for den deskriptive analysen i kapittel 8. Store deler av den historiske beskrivelsen i dette kapitlet er basert på en innledning Einar Lie, professor i historie ved Universitetet i Oslo, holdt for Thøgersen-utvalget som utarbeidet NOU-rapporten «Finanspolitikk i en Oljeøkonomi» (2015).

Dersom verdenskrigene holdes utenfor, har Norge med få unntak alltid hatt regler for finanspolitikken. De få unntakene hvor Norge ikke har hatt finanspolitiske regler er 1970-tallet, 1980-tallet og 1990-tallet. Perioden hvor Norge ikke har hatt finanspolitiske regler er således sammenfallende med at en startet å utvinne petroleum og fase petroleumsinntekter inn i økonomien (Lie, referert i NOU2015:9, 2015).

5.1 Tiden før Oljen

På 1800-tallet og fram til første verdenskrig var det klare regler for statsbudsjettene. I denne perioden ble det laget langsiktige kostnadsframskrivninger for prosjekter staten satte i verk, spesielt i tilknytning til infrastrukturbygging slik som jernbane. Under og etter første verdenskrig opplevde Norge store underskudd og oppbygging av statsgjeld, noe som ledet til at Norge fram mot andre verdenskrig hadde forbud mot underskudd i statsbudsjettet. En ting som må bemerkes er at Norge aldri har misligholdt statsgjeld. Staten har ofte hatt store gjeldsproblemer, slik som etter 1814 og etter første verdenskrig, men den har alltid klart å håndtere dette gjennom nedskjæringer. I tiden før oljeinntektene var det kun økte skatter og avgifter som kunne forsvare økte offentlige utgifter. En slik økonomisk politikk sikret sterke statsfinanser fram til 1970-tallet (Lie, referert i NOU2015:9, 2015).

5.2 1970-tallet – starten på oljeinntektene

Etter at det ble påvist funn av olje på norsk sokkel lille julaften 1969, begynte oljeinntektene å strømme inn i statskassen utover på 1970-tallet. Da oljeinntektene kom var det på et ugunstig

tidspunkt politisk sett, ettersom det nettopp hadde vært EU-strid i 1972 og det ikke var lenge siden Bretton Woods-systemets kollaps i 1971. Med andre ord inntraff oljeinntektene samtidig som det var politisk ustabilitet i Norge, i tillegg til at det ble ført en mindre forutsigbar penge- og valutakurspolitikk. Det var likevel den sterke økningen i oljeprisen i 1974 og derav økte oljeinntekter, som endret den politiske debatten i Norge. Med vissheten om store fremtidige inntekter fra oljevirkksomheten fikk særlig politiske partier som ville bruke mye av denne inntekten medvind. Fremskrittspartiet (den gang Anders Langes parti) var spesielt villig til å ta i bruk oljeinntekter, men også Sosialistisk Venstreparti (SV) argumenterte for kraftig økning i bruk av oljepenger for å finansiere en styrking av velferdsordninger. Det var ikke bare ytterpartiene som var for økt bruk av oljepenger. Arbeiderpartiet – som satt i regjering – førte også en ekspansiv linje i finanspolitikken (Lie, referert i NOU2015:9, 2015).

Samlet sett ble 1970-tallet en høyst ekspansiv periode for oljepengebruk, og filosofien var at oljeinntekter skulle brukes løpende etter hvert som de kom inn i statskassen. Det var ikke snakk om å justere bruken av oljeinntektene som kom inn, men heller å justere tempoet i oljeutvinningen. Til tross for enighet om en moderasjon i oljeutvinningen på lang sikt, var det i praksis vanskelig å gjennomføre dette. Tempoet i oljeutvinningen ble hele tiden utfordret av interessegrupper som ville holde oppe en høy utvinningstakt, på bakgrunn av å styrke sysselsetting og vekst i industrien. Videre ble estimatene på hvor mye olje det var mulig å utvinne stadig endret som følge av rask teknologisk utvikling. Til slutt må det nevnes at staten også brukte oljepenger på forskudd, selv om det egentlig var en enighet om å bruke oljepenger løpende (Lie, referert i NOU2015:9, 2015).

5.3 1980-tallet – deregulering av kredittmarkedet og relativt ekspansiv finanspolitikk

På begynnelsen av 1980-tallet forsøkte Høyre å fremme en finanspolitisk regel knyttet til statens utgifter som andel av fastlands-BNP, som da skulle være under 50 prosent. Dette forslaget fikk ikke noen særlig oppslutning hverken i budsjettforberedelser eller i den offentlige debatten. Selv ikke Høyre tok høyde for sin egen regel da de kom til makten på slutten av 1981. Valgåret 1985 var preget av at Norge hadde mye oljepenger og en kunne i denne perioden ha opprettet et fond, men det man ikke brukte av den løpende netto kontantstrømmen ble plassert som avsetninger i valutaeserver. Selv om budsjettpolitikken var

relativt ekspansiv og pengepolitikken var sluppet helt fri med deregulering av kredittmarkedet, hadde opposisjonen et ønske om å bruke enda mer oljepenger. Det var altså ikke reduksjon i oljepengebruk som preget den offentlige debatten i valgåret 1985, men snarere tvert om, det var press på å bruke mer oljepenger (Lie, referert i NOU2015:9, 2015).

Vinteren 1985/1986 inntraff oljeprisfallet hvor prisen per fat gikk fra rundt 35 USD til under 10 USD i januar/februar 1986. Lavere oljepris skapte statsfinansielle problemer og våren 1986 ble finanspolitikken strammet inn. Som følge av den ekstremt ekspansive pengepolitikken tidlig på 1980-tallet, oljeprisfallet vinteren 1985/86 og påfølgende innstramming i finans- og pengepolitikk våren 1986, steg arbeidsledigheten betraktelig og var på hele 11-12 prosent ved inngangen til 1990-tallet. Høy arbeidsledighet, høy realrente, fallende boligpriser og lav investeringsaktivitet ledet til bankkrisen i 1987. Resultatet av disse hendelsene var den kraftigste nedgangskonjunkturen Norge har opplevd i etterkrigstiden (Hodne & Grytten, 2002).

5.4 1990-tallet – Motsyklisk finanspolitikk og opprettelsen av oljefondet

Hendelsene på 1980-tallet og den påfølgende økonomiske nedgangskonjunkturen førte blant annet til at «solidaritetsalternativet» ble lansert i tariffoppgjøret i 1992 (Hodne & Grytten, 2002). Dette var en betegnelse på moderate og sentraliserte lønnsoppgjør, men gikk også ut på å holde en fast valutakurs samt føre en finanspolitikk som var tilpasset den økonomiske situasjonen (Lie, referert i NOU2015:9, 2015). Finanspolitikk som stabiliseringsverktøy var med andre ord en sentral del i solidaritetsalternativet, noe som kom til uttrykk i perioden 1989-1993, hvor Norge var i en kraftig nedgangskonjunktur og samtidig førte den mest ekspansive finanspolitikken i OECD-området (Kleppe, 1999). Et annet forhold som viser viktigheten av finanspolitikk for konjunktursituasjonen er den såkalte olje-, rente- og aktivitetskorrigerede budsjettindikatoren – bedre kjent som budsjettimpulsen i senere år. Denne indikatoren ble for første gang beregnet for statsbudsjettet i 1987, og spesifiserer i hvilken grad statsbudsjettet virker kontraktivt eller ekspansivt på fastlands-økonomien (Finansdepartementet, 1986). Med denne indikatoren har myndighetene en klar krittstrek for hva balansen bør være, og blir lagt til grunn i forhandlingene i finanskomiteen før hvert budsjett.

Opprettelsen av oljefondet

Nedgangskonjunkturen som startet på slutten av 1980-tallet og varte utover på 1990-tallet gjorde det også klart at det var behov for en mer langsiktig forvaltning av oljeinntektene enn hva som var tilfellet på 1970-tallet og 1980-tallet. Statens Petroleumsfond (nå Statens Pensjonsfond utland) ble opprettet i 1990 under Jan P. Syses regjering, og det ble bestemt ved lov at fondet skulle plasseres i utlandet og at inntekter skulle utgjøres av netto kontantstrøm fra petroleumsvirksomheten og renteinntekter fra fondet. Hovedpoenget med å opprette et fond var å unngå at petroleumsinntektene som førtes inn på statsbudsjettet skulle variere med råvareprisen i markedet. Med store varierende inntekter over statsbudsjettet vil det være vanskelig å planlegge langsiktig med tanke på infrastruktur og velferdsutbygging. Et annet problem med varierende råvarepriser er at finanspolitikken fort blir prosyklisk, med ekspansiv finanspolitikk i gode tider og kontraktiv finanspolitikk i dårlige tider (Lie, referert i NOU2015:9, 2015).

Én av årsakene til at fondet skulle plasseres i utlandet var for å verne om statsbudsjettet som styringsinstrument. Dersom fondet hadde blitt plassert innenlands ville dette ha artet seg som et statsbudsjett nummer to, og på den måten ha svekket det faktiske statsbudsjettet som styringsinstrument. En annen årsak til å plassere fondet i utlandet var av hensyn til stabilisering av landets økonomi. Dersom ressursinntektene også skulle plasseres i Norge ville økonomien i enda større grad fluktuere med oljeprisen og nye ressursfunn. Til sist var også hensynet til diversifisering av risiko, da staten fra før var en stor aktør i norsk næringsliv (Olsen & Tveit, 2002).

Til tross for oljefondets klare retningslinjer for hvordan det skulle forvaltes var oljeprisene gjennom hele 1990-tallet lave og de oljekorrigerede underskuddene høye. Resultatet var at første avsetning til oljefondet ikke kom før i 1996. De oljekorrigerede underskuddene var altså større enn inntektene til fondet, slik at fondet ikke fikk bygd seg opp før. Gjennom 1999 og utover 2000-tallet steg oljeprisen fra under 10 USD fatet til 30-35 USD fatet. Med utsikter til rask oppbygging av oljefondet ble det etter hvert klart at man trengte en tydelig langsiktig strategi for å bestemme hvordan oljeinntektene skulle brukes over statsbudsjettet. Det var nødvendig med en regel som kunne fungere som en krittstrek i budsjettarbeidet, samtidig som oljeinntektene ble faset inn i et forsvarlig tempo. Som en følge av dette ble handlingsreglene innført i 2001 (Lie, referert i NOU2015:9, 2015).

6. Handlingsregelen

6.1 Handlingsregelen – St. Melding. Nr. 29 (2000-2001)

29. mars 2001 la regjeringen fram Stortingsmelding nr. 29, som sammenfattet nye retningslinjer for finans- og pengepolitikken. Som konklusjon står følgende:

«Det må legges stor vekt på å jevne ut svingninger i økonomien for å sikre god kapasitetsutnyttelse og lav arbeidsledighet. Petroleumsinntektene fases gradvis inn i økonomien. Det legges til grunn en innfasing i takt med forventet realavkastning av Petroleumsfondet» (Finansdepartementet, 2001, s.8)

Hovedårsaken bak å bruke den forventede realavkastningen av fondet er å sørge for at oljeformuen kommer alle fremtidige generasjoner til nytte. Oljen har vært under havbunnen i millioner av år og det ville vært feil om bare én generasjon skulle få nytte av den. Ettersom handlingsregelen fastsetter at man bare skal bruke den forventede realavkastningen av de oljeinntektene som allerede er utvunnet, er det klart at handlingsregelen utgjør en «bird-in-hand rule». Generasjonsperspektivet som ligger bak handlingsregelen ville også ha vært tilfredsstillt med en regel basert på permanentinntektshypotesen, hvor oljepengebruken i tillegg ville ha utgjort forventet realavkastning av nåverdien av oljeformuen som enda ikke er utvunnet (NOU2015:9, 2015).

Til tross for at handlingsregelen og en regel basert på permanentinntektshypotesen begge vil tilfredsstillt et langsiktig generasjonsperspektiv, har handlingsregelen en rekke fordeler. For det første er det ikke nødvendig å basere seg på usikre estimat av den totale verdien av olje på norsk sokkel. For eksempel har ny teknologi gjort at estimatene for oljeformuen har blitt oppjustert en rekke ganger ettersom utvinningen har blitt mer effektiv. Slike oppjusteringer ville ha ført til høyere beregnet permanentinntekt, som igjen ville ha ført til kraftig vekst i oljepenger over statsbudsjettet. Dersom regjeringen i stedet for å følge handlingsregelen hadde besluttet å bruke permanentinntekten, ville regjeringen i 2002 hatt 55 milliarder kroner ekstra å bruke over statsbudsjettet. For det andre vil handlingsregelen føre til en gradvis innfasing av oljeinntekter, slik at kostnaden ved å endre næringsstrukturen reduseres. Olje kan sees på som en valutagave som gjør at forbruket av konkurranseutsatte produkter kan opprettholdes med mindre innsats av arbeidskraft og andre ressurser i den konkurranseutsatte sektoren.

Innsatsfaktorene som blir frigjort i konkurranseutsatt sektor vil flyttes over til skjermet sektor, slik at konkurranseutsatt sektor blir bygget ned. Dersom oljeinntektene blir fasett inn for raskt kan dette føre til en nedbygging av konkurranseutsatt sektor som ikke er bærekraftig på lang sikt. Resultatet vil være at endringen i næringsstrukturen må reverseres og det oppstår «hollandsk syke», som gjerne er forbundet med høy og vedvarende arbeidsledighet over lang tid (Norman & Orvedal, 2012). En tredje fordel er at gradvis innfasing av oljeinntekter gjør det mindre sannsynlig at velferdstilbudet må reduseres på et senere tidspunkt. Nettopp det å bygge ned et velferdstilbud har vist seg å være svært krevende (NOU2015:9, 2015).

Endring i pengepolitikken – inflasjonsmål

Ettersom budsjettpolitikken fikk en mer langsiktig karakter, ble det også behov for å gi pengepolitikken en klarere rolle som stabiliseringsverktøy. I den sammenheng ble det i samme stortingsmelding lansert nye retningslinjer for pengepolitikken. Norge hadde lenge operert med en pengepolitikk hvor målet var å sikre en fast eller stabil valutakurs. Dette hadde i praksis vist seg å fungere dårlig, og nå skulle myndighetene i stedet sikre en stabil kronekurs mot euro ved å sørge for at pris- og kostnadsstigningen kom ned på samme nivå som den europeiske sentralbank (ECB) siktet mot. Samtidig skulle det sørges for at pengepolitikken i seg selv ikke bidro til nedgangstid gjennom deflasjon. På bakgrunn av dette ble det operative målet for sentralbanken satt til å sikre en årlig vekst i konsumprisene på 2,5 prosent. Med disse nye retningslinjene for pengepolitikken var det fortsatt finanspolitikken som hadde hovedansvaret for å sikre utviklingen i norsk økonomi, men pengepolitikken skulle i større grad støtte opp under finanspolitikken ved å stabilisere utviklingen i produksjon og sysselsetting (Finansdepartementet, 2001).

6.2 Handlingsregelen – tilleggsproposisjon

For å gjøre handlingsregelen operasjonell for budsjettvedtak i regjering og Storting var det behov for en del presiseringer. I tilleggsproposisjonen fra Bondevik-II regjeringen, fremlagt i november 2001, ble følgende momenter uttrykt:

«Den løpende anvendelsen av handlingsregelen for budsjettpolitikken er basert på følgende rettesnor:

-
- For det enkelte budsjettår skal det *strukturelle, oljekorrigerte budsjettunderskuddet* om lag tilsvare *forventet realavkastning* av Petroleumsfondet ved inngangen til budsjettåret.
 - *Forventet realavkastning* av Petroleumsfondet anslås med utgangspunkt i en rate på 4 pst.
 - Ved *særskilt* store endringer i fondskapitalen eller i faktorer som påvirker det strukturelle, oljekorrigerte underskuddet fra et år til det neste, *vil endringen i innfasingen av oljeinntekter bli fordelt over flere år*, basert på et anslag på størrelsen på realavkastningen av Petroleumsfondet noen år fram i tid.» (NOU 2015:9, 2015, s. 49).

I kapittel 8 beskriver vi hvordan handlingsregelen blir operasjonalisert i vår finanspolitiske regel. Momentene merket med kursiv i punktlisten utredes nedenfor.

Strukturelt oljekorrigert underskudd

Differansen mellom oljekorrigert underskudd og strukturelt oljekorrigert underskudd ligger i tre forhold. Det første forholdet knytter seg til konjunktursituasjonen. Dersom myndighetene ikke tar hensyn til konjunktursituasjonen vil budsjettpolitikken bli prosyklisk. I nedgangstider, når skatte- og avgiftsinntektene er lave og utgiftene tilknyttet arbeidsledighet er høye, vil budsjettet strammes inn. I oppgangstider, når skatte- og avgiftsinntektene er høye og utgiftene til trygdeordninger er lave, vil staten ha et tilsvarende ekspansivt budsjett. Å føre en slik prosyklisk finanspolitikk vil virke destabiliserende på økonomien, noe som gjør det naturlig å korrigere budsjettbalansen for konjunktursituasjonen. Ved å foreta aktivitetskorreksjon av budsjettbalansen vil de automatiske stabilisatorene få lov til å virke, og dermed glatte over konjunktursvingningene i økonomien. Det er korrigerende av konjunktursituasjonen som utgjør den største endringen mellom oljekorrigert underskudd og strukturelt oljekorrigert underskudd (NOU2015:9, 2015).

Den andre forskjellen mellom oljekorrigert underskudd og strukturelt oljekorrigert underskudd er regnskapsmessige omlegginger, som ikke påvirker den underliggende budsjettbalansen. Et eksempel på en regnskapsmessig korrigerende er da staten overførte ansvaret for riksveinettet til fylkeskommunen i 2010. Ettersom staten regnskapsfører utgiftene etter hvert som de blir belastet, mens fylkeskommunene regnskapsfører utgiftene når de påløper, førte overføringen av riksveinettet til en dobbel belastning over statsbudsjettet, tilsvarende en halv milliard kroner. Slike endringer blir det korrigert for i det strukturelle

oljekorrigerte underskuddet. Den tredje forskjellen gjelder enkelte inntekts- og utgiftsposter som kan variere fra år til år, uten at dette skyldes endret aktivitet i norsk økonomi. Mer spesifikt omhandler dette avviket mellom anslått normalnivå og faktisk nivå på netto renteinntekter til statsbudsjettet, samt overføringer fra Norges Bank til statsbudsjettet (Aasdalen et al., 2011).

Forventet realavkastning

Den løpende avkastningen til fondet vil variere fra år til år avhengig av hvordan det finansielle markedet går internasjonalt. Å bruke av den løpende avkastningen ville gitt stor usikkert i budsjettpolitikken og ført til ustabilitet i norsk økonomi, da pengebruken ville variert mye. Vurderingen av forventet realavkastning på fire prosent er basert på formuesberegninger gjort av Finansdepartementet tilknyttet nasjonalbudsjett og langtidsprogram. I tillegg er en forventet realavkastning på fire prosent støttet opp av bakoverskuende beregninger gjort for de siste hundre årene. Videre kan den nominelle avkastningen av fondet splittes opp i to deler – årlig prisstigning og realavkastningen. Dersom hele den nominelle avkastningen blir brukt vil fondets reelle verdi bli redusert over tid. Ved å bare bruke realavkastningen vil fondet i prinsippet kunne bestå til evig tid. Det ble besluttet å bruke fondets verdi ved inngangen til budsjettåret som måletidspunkt, fordi dette ville forenkle budsjettprosessen (NOU2015:9, 2015).

Handlingsregelens fleksibilitet

Det siste punktet sier at regelen i praksis ikke skal tolkes strengt, noe som innebærer at regjeringen kan bruke mer eller mindre enn fire prosent ved store endringer i fondskapital eller i det strukturelle oljekorrigerte underskuddet. Ved slike store endringer skal oljeinntektene kunne fordeles over flere år. Det er i prinsippet tre typer endringer som kan påvirke avstanden mellom 4-prosentbanen og oljepengebruken. For det første kan store endringer i oljeprisen endre tilførselen av innskudd til fondet. For statsbudsjettet vil dette først gjøre seg gjeldende det påfølgende året i form av fire prosent multiplisert med endringen i innskudd. Etter hvert som fondet har vokst seg stort har endringer i oljeprisen en relativt beskjedne innvirkning på hvor mye som kan brukes. Det er også dette som er noe av hovedtanken bak oljefondet – oljeformuen plasseres i det finansielle markedet og formuen blir dermed i stor grad fristilt fra oljeprisen. Den andre endringen – som også er mer betydelig – er at fondskapitalen vil variere med de finansielle markedene og kronekursen. Endringer i fondets verdi på mellom 10-20 prosent kan ikke utelukkes, og slike svingninger må glattes ut over flere år. Til slutt kan det

også nevnes at endringer i konjunktursituasjonen kan påvirke oljepengebruken. I teorien skal ikke konjunktoren ha noen innvirkning ettersom dette korrigeres for ved å bruke strukturelt oljekorrigert underskudd. I realiteten er det vanskelig å skille endringer i budsjettet som skyldes syklusen og endringer som er forårsaket strukturelt. Dette gjør at estimat for strukturell budsjettbalansen kan bli gjenstand for revisjoner (NOU2015:9, 2015)

6.3 Endring i handlingsregelen fra fire til tre prosent

I perspektivmeldingen som ble fremlagt våren 2017 ble det klart at regjeringen ville justere ned forventet realavkastning av Staten Pensjonsfond utland (SPU) fra fire prosent til tre prosent, noe som først skulle gjelde for nasjonalbudsjettet for 2018. Denne beslutningen ble basert på utredningen fra både Thøgersen-utvalget og Mork-utvalget, som begge fastslo at forventet realavkastning av SPU de neste tiårene vil være betydelig lavere enn vurderingen fra 2001 på fire prosent (Finansdepartementet, 2017b). Mork-utvalget estimerte en forventet realavkastning de neste 30 årene til 2,3 prosent, mens Thøgersen-utvalget estimerte en forventet realavkastning på 2 prosent de neste 10-15 årene (NOU2016:20, 2016). Thøgersen-utvalgte bemerket i tillegg at vurderingen om lavere realavkastning de neste 10-15 årene ikke rokket ved forventningen om 4 prosent realavkastning på lang sikt (NOU2015:9, 2015).

7. Metode

I dette kapitlet gjør vi rede for metodene som brukes i oppgaven. Først presenteres HP-filteret og forutsetninger for OLS, som vi bruker når vi estimerer den finanspolitiske regelen. Deretter presenteres teori om vektor-autoregressive (VAR) modeller på redusert form, etterfulgt av test for Granger-kausaltet, beregning av impulsrespons-funksjoner (IRF) og Forecast Error Variance Decomposition (FEVD), som alle tar utgangspunkt i VAR-modellen. Fordi komponentene i feilleddene i en VAR-modell på redusert form som oftest vil korrelere, vil vi også gjøre rede for Cholesky dekomponering, som brukes til å identifisere de strukturelle sjokkene slik at IRF og FEVD kan tolkes «alt annet likt». På bakgrunn av overnevnte metoder vil vi i kapittel 9.2 undersøke hvordan og på hvilken måte de finanspolitiske sjokkene har påvirket fastlands-BNP, inflasjon og valutakurs i perioden 1980-2018. Et eget avsnitt med argumenter for å studere akkurat disse variablene følger i kapittel 9.2

7.1 Hodrick-Prescott filteret

HP-filteret ble formelt publisert av Hodrick og Prescott (1997), men hadde allerede da vært kjent siden 1980. HP-filteret brukes til å estimere den underliggende trenden i tidsseriedata baserte på den observerte dataen, og brukes i dag av både Statistisk Sentralbyrå og Norges Bank (SSB, 2018; Sturød & Hagelund, 2012). Fordi den underliggende trenden i produksjonen (målt ved BNP) kan tolkes som potensiell produksjon (Frøyland & Nymoen, 2000), kan vi ved å estimere denne finne produksjonsgapet, som indikerer om vi er i en høy- eller lavkonjunktur. Estimering av produksjonsgapet i vår finanspolitiske regel presenteres i kapittel 8.5.

HP-filteret forutsetter at den observerte tidsseriedataen består av en syklisk-, en trend-, og en sesongkomponent. Hypotesen bak HP-filteret er at trenden i en økonomisk tidsserie varierer gradvis, mens fluktuasjoner rundt denne skyldes sesong- og sykelvariasjon. Fordi vi bruker årlig data vil sesongkomponenten ikke være til stede her, og dermed har vi at:

$$Y_t = Y_t^* + C_t \text{ for } t = 1, \dots, T \quad (1)$$

Hvor Y_t er faktisk produksjon (BNP), Y_t^* er den underliggende trenden og C_t er konjunktursyklusen i periode t . Basert på observasjonene beregnes potensiell produksjon ved å minimere følgende uttrykk:

$$\text{Min } (y_t^*) \sum_{t=-1}^T [\sum_{t=1}^T (y_t - y_t^*) + \lambda \sum_{t=1}^T [(y_t^* - y_{t-2}^*)]^2] \quad (2)$$

Variablene er uttrykt i naturlige logaritmer, hvor y_t og y_t^* er henholdsvis faktisk- og potensiell produksjon (trend) i periode t .

Første ledd i uttrykket sier at vi søker å minimere det kvadrerte avviket mellom faktisk- og potensiell produksjon (konjunktursyklusen), mens det andre leddet sier at minimeringen skal skje under forutsetning om at potensiell produksjon ikke skal variere for mye. Fra formel (2) ser en at HP-filteret er et tosidig filter, der potensiell produksjon på tidspunkt t beregnes ved å bruke observasjoner før og etter denne perioden. Den tillatte variasjonen i potensiell produksjon bestemmes av størrelsen på glatteparameteren λ , hvis verdi vil være med å avgjøre hvor mye av den observerte variasjonen som kommer fra henholdsvis trend og syklus.

Valg av glatteparameter

Størrelsen på glatteparameteren, λ , bestemmes på forhånd og settes skjønnsmessig. Hvor stor λ er, avgjør hvor tett den estimerte trenden varierer med faktisk produksjon. For $\lambda = 0$ vil det andre leddet i minimeringsproblemet falle bort, og all variasjon i faktisk produksjon vil tolkes som variasjon i produksjonspotensialet. Når $\lambda \rightarrow \infty$ vil trenden være lineær. Valg av λ vil variere med hva slags tidsseriedata man har med å gjøre. Hodrick og Prescott foreslår selv at $\lambda = 1600$ brukes på kvartalsdata. Utover dette er internasjonal praksis at følgende verdier av λ benyttes på ulike tidsseriedata (Grytten & Hunnes, 2016):

Årlige data: $\lambda = 100$, som er det vi bruker på vår data.

Kvartalsvise data: $\lambda = 1600$

Månedlige data: $\lambda = 14\,400$

Her er det viktig å merke seg verdiene av λ er forslag og ikke regler som skal tolkes strengt.

Svakheter ved HP-filteret

Til tross for at HP-filteret er mye brukt i litteraturen finnes det forhold ved metoden som har blitt kritisert, og som det vil være nyttig å være klar over.

1. Man må på forhånd bestemme hvilken verdi av λ man vil bruke. Dette medfører at den som beregner trenden ved HP-filteret selv kan påvirke hvor mange og hvor store konjunktursykler en vil finne. Dette løser vi etter beste evne ved å bruke standardiserte verdier for λ .
2. Endepunktsproblem: Som nevnt over er HP-filteret tosidig, slik at trenden i periode t beregnes basert på observasjonene i forkant og i etterkant av perioden. For den første og siste observasjonen i tidsseriedataen vil derimot beregningen av trenden være ensidig og dermed vil fluktuasjoner i endene av tidsserien få for stor vekt i beregningen av trendmessig produksjon. Om faktisk produksjon øker (faller) i slutten av perioden vil også trenden øke (falle) og dermed kunne bli overvurdert (undervurdert). Dette har vi løst ved å samle inn framtidsutsikter for den økonomiske utviklingen fra nasjonalbudsjetter og perspektivmeldinger i tidsperioden vi undersøker. Vi har også forlenget tidsserien bakover i tid ved å samle inn tall for BNP i perioden tilbake til og med 1970.
3. Lange konjunktursykler vil kunne opp- eller nedjustere trenden.
4. Strukturelle brudd i datasettet vil bli tatt opp gradvis av HP-filteret.
5. Kan generere konjunkturer der det ikke er noen i den observerte dataen
6. Trenden beregnes mekanisk og mangler teoretisk fundament.

7.1 Tidsseriedata og forutsetninger for OLS

I estimeringen av den finanspolitiske regelen i kapittel 8 bruker vi Ordinary Least Squares (OLS). Det dreier seg her om OLS med tidsseriedata, hvilket vil si at observasjonene av hver enkelt variabel strekker seg over tid, i motsetning til tverrsnittsdata der et utvalg variabler er observert på ett enkelt tidspunkt. Ved analysing av tidsseriedata er det viktig å huske at fortiden kan påvirke fremtiden, men ikke motsatt. Tidsseriedata er en stokastisk prosess, fordi en i dag ikke kan kjenne utfallet i en variabel i fremtiden (Wooldridge, 2012).

Når vi senere skal estimere VAR-modellen vil de samme forutsetningene legges til grunn som for OLS, samt en ekstra som går ut på at VAR-modellen skal være stabil, men denne vil presenteres i kapittel 7.3 om VAR-modellen. Under er de seks forutsetningene for OLS listet opp. En utdypet forklaring av forutsetningene er presentert i appendiks B, og resultatene fra testene er presentert i appendiks C.

1. *Lineære parametere*
2. *Ikke-perfekt kollinearitet mellom forklaringsvariablene*
3. *Betinget populasjonsgjennomsnitt lik null*
4. *Homoskedastisitet (i feilleddet)*
5. *Ingen autokorrelasjon*
6. *Normalfordelte feilledd*

Stasjonaritet og spuriøse resultater

I tillegg til overnevnte forutsetninger kreves det at alle variablene som benyttes i OLS- og VAR-modellen er stasjonære. En tidsserieprosess er stasjonær når

$$E(y_t) = \mu \text{ (konstant forventning)}$$

$$\text{Var}(y_t) = \sigma^2 \text{ (konstant varians)}$$

$$\text{Cov}(y_t, y_{t-s}) = \gamma_s \text{ (kovariansen avhenger av } s, \text{ og ikke } t)$$

Når forventning og varians er konstant og kovariansen mellom to observasjoner kun avhenger av tidsrommet s mellom de to punktene og ikke tidspunktet for observasjonene t , er tidsserieprosessen stasjonær. Av forklaringen betyr dette at man kan ha variasjoner i tidsserien, men at den alltid vil fluktuere rundt et snitt, og ikke bevege seg bestemt i en retning. Dersom en stokastisk prosess ikke er stasjonær er hovedregelen at man ikke benytter dataen. Årsaken til dette er at man risikerer å få spuriøse resultater, som betyr at en får et statistisk signifikant forhold mellom variabler som følge av at begge variablene har en underliggende bevegelse (eksempelvis en underliggende trend), og ikke på grunn av det faktiske forholdet de to

imellom. Typisk har slike regresjoner også svært høy forklaringsgrad. (Wooldridge, 2012). For å undersøke om variablene er stasjonære benytter vi oss av Dickey-Fuller test¹.

7.2 Vektor-autoregresjon (VAR) på redusert form

VAR ble først presentert i «Macroeconomics and Reality» av Sims (1980), og kom som et motsvar til datidens storskala makroøkonometriske modeller, som hadde strenge restriksjoner og forutsetninger til dynamikken mellom makroøkonomiske variabler. Med VAR ønsket Sims å modellere makroøkonomisk data på en informativ måte uten å pålegge like strenge restriksjoner. Dette skulle være makroøkonomisk modellering uten å late som at en hadde for mye *a priori* informasjon.

I dag er VAR mye brukt innenfor makroøkonomisk analyse, og kan brukes til å beskrive data, gjøre prediksjoner, gjøre inferens og analysere effekten av politiske vedtak (Stock & Watson, 2001). VAR er tidligere brukt i forbindelse med analysing av finanspolitikk (Auerbach & Gorodnichenko, 2012; Blanchard & Perotti, 2002) hvilket har vært med å inspirere denne oppgaven.

Den videre forklaringen av VAR-modellen på redusert form baserer seg på Bjørnland og Thorsrud (2014). At en modell er autoregressiv betyr at tidligere observerte verdier av den forklarte variabelen benyttes som forklaringsvariabler, slik at en AR(p) modell bruker observasjoner av seg selv fra p perioder tilbake i tid. En univariat autoregresjon er en lineær tidsseriemodell som utgjøres av en enkelt ligning, der den observerte variabelen y_t forklares ut fra denne variabelens tidligere verdier, samt et feilledd som antas å være hvit støy²

$$y_t = \phi y_{t-1} + \epsilon_t$$

Der y_t er den forklarte variabelen på tidspunkt t , y_{t-1} er den observerte verdien av y en periode tilbake i tid, ϕ er koeffisienten til den laggede y og ϵ_t er feilleddet.

¹ (Dickey & Fuller, 1979)

² En tidsserieprosess som er hvit støy skrives som $y_t = \epsilon_t$, der $(\epsilon_t)_{t=-\infty}^{\infty}$ er en sekvens av uavhengige og tilfeldige variabler, som hver har følgende fordeling: $\epsilon_t \sim i.i.d. N(0, \sigma^2)$ (Bjørnland & Thorsrud, 2014)

For økonomiske variabler er det naturlig å anta at en variabel ikke bare avhenger av tidligere verdier av seg selv, men også av tidligere verdier av andre variabler. VAR-modellen på redusert form er en utvidelse av en univariat autoregresjon til å inkludere flere variabler i en vektor, slik at hver variabel forklares av tidligere verdier av seg selv samt tidligere verdier av de øvrige $K-1$ variablene. Slik blir VAR et ligningssett bestående av K ligninger, en for hver variabel i modellen. I vårt tilfelle er $K = 4$ (finanspolitisk sjokk, fastlands-BNP, inflasjon og valutakurs). Slik blir VAR(1)-modell:

$$y_t = A_1 y_{t-1} + e_t$$

Der y_t er en $K \times 1$ vektor av variabler, A_1 er en $K \times K$ koeffisientmatrise og e_t er en $K \times 1$ vektor av feilledd som er hvit støy:

$$y_t = \begin{bmatrix} y_{1,t} \\ y_{2,t} \\ y_{3,t} \\ y_{4,t} \end{bmatrix}, A_1 = \begin{bmatrix} \phi_{11} & \phi_{12} & \phi_{13} & \phi_{14} \\ \phi_{21} & \phi_{22} & \phi_{23} & \phi_{24} \\ \phi_{31} & \phi_{32} & \phi_{33} & \phi_{34} \\ \phi_{41} & \phi_{42} & \phi_{43} & \phi_{44} \end{bmatrix} \text{ og } e_t = \begin{bmatrix} \epsilon_{1,t} \\ \epsilon_{2,t} \\ \epsilon_{3,t} \\ \epsilon_{4,t} \end{bmatrix}$$

Ved å multiplisere ut matrisene i systemet får vi at:

$$y_{1,t} = \phi_{11}y_{1,t-1} + \phi_{12}y_{2,t-1} + \phi_{13}y_{3,t-1} + \phi_{14}y_{4,t-1} + \epsilon_{1,t}$$

$$y_{2,t} = \phi_{21}y_{1,t-1} + \phi_{22}y_{2,t-1} + \phi_{23}y_{3,t-1} + \phi_{24}y_{4,t-1} + \epsilon_{2,t}$$

$$y_{3,t} = \phi_{31}y_{1,t-1} + \phi_{32}y_{2,t-1} + \phi_{33}y_{3,t-1} + \phi_{34}y_{4,t-1} + \epsilon_{3,t}$$

$$y_{4,t} = \phi_{41}y_{1,t-1} + \phi_{42}y_{2,t-1} + \phi_{43}y_{3,t-1} + \phi_{44}y_{4,t-1} + \epsilon_{4,t}$$

Feilleddene antas å være hvit støy med følgende egenskaper:

$$E[\epsilon_t] = 0$$

$$E[\epsilon_t, \epsilon'_s] = \begin{cases} \Sigma_e & \text{for } t = s \\ 0 & \text{for } t \neq s \end{cases}$$

Likevel kan feilleddene på tvers av ligningene korrelere, og dette er ofte tilfelle i VAR-modeller på redusert form. Når feilleddene ikke er uavhengige av hverandre sier vi at de er ikke-ortogonale. Dette får betydning for tolkningen av impulsrespons-funksjonene og varians dekomponeringen, da en ikke vil kunne tolke effekten av en variabel på en annen, alt annet

likt. En utdypet gjennomgang av metoden for å gjøre feilleddene uavhengige av hverandre er beskrevet i kapittel 7.5.

Merk at konstantledd og eksogene variabler enkelt kan inkluderes i VAR-modellen, men for denne generelle forklaringen er det ikke nødvendig. Estimeringen av VAR-modellen på redusert form kan gjøres med OLS på hver enkelt ligning, og følgelig gjelder de samme forutsetningene for VAR-modellen som de presentert i kapittel 7.2. I tillegg gjelder en ny forutsetning om at VAR-modellen skal være stabil (presentert lenger nede). Estimering med OLS gir konsistente og effektive estimater når feilleddene er henholdsvis hvit støy og normalfordelte.

Spesifisering av modellen

Vektor-autoregresjon på redusert form åpner altså for å forklare en variabel med tidligere verdier av andre variabler i tillegg til seg selv. I teorien bruker en VAR-modell alle tidligere verdier av hver variabel til å forklare de avhengige variablene, mens man i praksis bruker færre og baserer antall lags på frekvensen i dataen og formelle metoder (informasjonskriterier). Hvilke variabler som inkluderes i modellen baseres på problemstillingen man ønsker å besvare, økonomisk teori og tidligere erfaringer. Årsaken til at ikke *alle* variabler og alle lags inkluderes i modellen er at det senker antall frihetsgrader, og dette er spesielt et problem ved små utvalg. For eksempel, vil en VAR(1) modell med fire variabler estimere $4 \times 4 + 4 = 20$ koeffisienter (inkludert konstantledd), mens en VAR(1) modell med fem variabler vil estimere $5 \times 5 + 5$ koeffisienter = 30. Økes i tillegg antall lags forsvinner ytterligere flere frihetsgrader. Generelt har en VAR-modell $k+pk^2$ koeffisienter som må estimeres. Dette kalles «The Curse of Dimensionality» (Basu & Michailidis, 2013). Følgelig ønsker man å ha en modell med færrest mulig variabler og lags som samtidig tilfredsstiller de statistiske og økonomiske kravene for en solid modell som svarer på problemstillingen³.

Antall lags i modellen

For å unngå autokorrelasjon i vektoren med feilledd er det viktig å inkludere nok lags av variablene i VAR-modellen. Ved autokorrelasjon vil ikke forutsetningen om at feilleddene er hvit støy holde, og dermed står en overfor en avveining mellom få lags og en potensielt dårlig

³ Det mer dekkende engelske begrepet for en modell med sterk forklaringskraft og få forklaringsvariabler *parsimonious*, har ingen direkte norsk oversettelse.

spesifisert modell, og flere lags men tap av frihetsgrader. Basert på frekvensen i dataen brukes ofte 1-2 lags for årlig data (Wooldridge, 2012). I tillegg finnes statistiske metoder og informasjonskriterier til å støtte valget av antall lags på. I denne oppgaven baserer vi oss på en samlet vurdering av Akaike's Information Criteria (AIC), Schwarz's Bayesian Information Criteria (SBIC), Hannan og Quinn's Information Criteria (HQIC) og Final Prediction Error (FPE) (som formelt sett ikke er et informasjonskriterie, men vi ønsker også å minimere prediction error). Samtlige metoder er objektive tapsfunksjoner som gjør en avveining mellom *parsimony* og kvadratsummen, men som vektlegger de to forholdene i ulik grad. Følgelig velges det antallet lags som gir lavest informasjonskriterie fra metodene. Etter at dette er bestemt og VAR-modellen er estimert, kan vi etterprøve valget vårt ved å teste for autokorrelasjon i feilleddene og om VAR-modellen er stabil.

Kort om statistiske egenskaper ved VAR-modellen

I dette avsnittet følger en kort presentasjon av forutsetningen om ingen autokorrelasjon ved OLS fra kapittel 7.2, i tillegg til en ny forutsetning om at VAR-modellen er stabil. Funnene fra testene er presentert i appendiks C.

Ingen autokorrelasjon

Det forutsettes at feilleddene er hvit støy med forventning 0 og konstant varians, som implisitt sier at det ikke skal være autokorrelasjon i vektoren med feilledd. Det er testet for autokorrelasjon ved Lagrange Multiplier. Dersom autokorrelasjon påvises kan dette løses ved å inkludere flere lags av variablene i VAR-modellen.

VAR-modellen er stabil

For at IRF skal gi robuste resultater må VAR-modellen være stabil. Dersom VAR-modellen ikke er stabil vil ikke sjokkene i IRF dø ut gradvis over tid, men i stedet ha et eksplosivt forhold mellom seg der sjokkene øker i kraft over tid og gir et urealistiske forhold mellom variablene. VAR-modellen er stabil når variablene er stasjonære og autokorrelasjonen ikke er for høy. Dette testes ved å kalkulere eigenvalues, som alle skal være under 1 og ligge innenfor enhetssirkelen.

7.3 Granger kausalitet

Etter at VAR-modellen er estimert kan en videre teste for Granger-kausale forhold mellom variablene i modellen. Variabelen x Granger-forårsaker variabelen y når prediksjonen av y blir bedre ved å inkludere lags av x i tillegg til lags av y (Granger, 1969), men den gir ikke fortegnet på forholdet.

For å teste om x Granger-forårsaker y estimeres to modeller ved lineær regresjon:

- 1) Modell med restriksjoner, der y kun forklares av tidligere verdier av seg selv.

$$y_t = \gamma_0 + \gamma_1 y_{t-1} + \dots + \gamma_p y_{t-p} + a_{0t}$$

Der γ_0 er et konstantledd og a_{0t} er hvit støy med forventning 0.

- 2) Modell uten restriksjoner, der y forklares av tidligere verdier av både x og seg selv.

$$y_t = \alpha_0 + \alpha_1 x_{t-1} + \dots + \alpha_p x_{t-p} + \beta_1 y_{t-1} + \dots + \beta_p y_{t-p} + a_{1t}$$

Der α_0 er et konstantledd, p er antall lags og a_{1t} er hvit støy med forventning 0.

$$H_0: \alpha_1 = \dots = \alpha_p = 0$$

$$H_1: \text{Minst en } \alpha_j \neq 0$$

Videre testes nullhypotesen om at koeffisientene til x i 2) alle er 0 ved å kjøre en F-test på de to modellene, der F er statistisk signifikant når x i tilstrekkelig grad senker summen av de kvadrerte avvikene i modell 2):

$$F = \frac{\frac{(SSR_R - SSR_U)}{q}}{\frac{SSR_U}{n-k-1}}$$

Der $q = df_r - df_u$ er tellerens frihetsgrader, $n - k - 1 = df_u$ er nevnerens frihetsgrader og SSR_R og SSR_U er summen av de kvadrerte avvikene i modellen med og uten restriksjoner. Dette betyr at F er statistisk signifikant når x reduserer SSR tilstrekkelig slik at nullhypotesen om at x ikke Granger-forårsaker y forkastes.

7.4 Impulsrespons-funksjoner og Cholesky dekomponering

Forklaringen av impulsrespons-funksjoner og Cholesky dekomponering baserer seg på Bjørnland og Thorsrud (2014). Etter at VAR-modellen er estimert får vi tak i impulsrespons-funksjoner (IRF), som beskriver hvordan de endogene variablene i VAR-modellen reagerer over tid til et engangssjokk i hver av de andre variablene i modellen. Dette gjøres ved å plote de dynamiske multiplikatorene⁴, som er uttrykk for hvordan variabel y_i reagerer på et sjokk i variabel y_j på tidspunkt t , for $i, j = 1, 2, 3, 4$ (i vår modell med fire variabler).

Som forklart tidligere vil feilleddene i en VAR-modell på redusert form som oftest være samtidig korrelerte på tvers av ligningene. I varians-/kovariansmatrisen til feilleddene finnes alle kovarianser i øvre og nedre triangel av matrisen og variansen til de ulike feilleddene langs diagonalen:

$$\Sigma_e = \begin{bmatrix} \sigma_1^2 & \sigma_{12} & \cdots & \sigma_{1k} \\ \sigma_{21} & \sigma_2^2 & \cdots & \sigma_{2k} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \sigma_{k1} & \sigma_{k2} & \cdots & \sigma_k^2 \end{bmatrix}$$

Matrisen indikerer at engangssjokkene i en variabel vil påvirke sjokkene i de andre variablene, slik at en *ceteris paribus* tolkning av et sjokk ikke lar seg gjøre. For å identifisere engangssjokkenes effekt på en variabel *alt annet likt*, er det derfor nødvendig at sjokkene ikke korrelerer.

Når feilleddene er ortogonale (ukorrelerte) er sjokkene identifiserte. Dette skjer ved Cholesky dekomponering, som går ut på å lage en kovariansmatrise som er diagonal med 0 utenfor diagonalen. Følgelig gjør man antakelser om strukturen og hvordan de strukturelle sjokkene påvirker variablene i VAR-modellen, slik at identifisering blir enklere. Strukturen innebærer at en variabel påvirker variablene under seg, men ikke de over seg. Når sjokkene er uavhengige av hverandre kan vi tolke de strukturelle sjokkene uavhengig av de andre variablene.

⁴ I fravær av en formell oversettelse har vi selv oversatt begrepet *the dynamic multipliers* til «de dynamiske multiplikatorene».

Fra en VAR(1)-modell på redusert form gjøres det følgende for å ortogonalisere feilleddene

VAR(1)-modellen på redusert form ($y_t = A_1 y_{t-1} + e_t$) kan skrives mer kompakt:

$$A(L)y_t = e_t$$

Der $A(L)$ er lag polynom⁵.

y_t er vektoren av variabler og e_t er (Gaussian) hvit støy, som betyr at $e_t \sim i.i.d.N(0, \Sigma_e)$.

Multipliseres dette uttrykket med den inverse $A(L)^{-1}$, får vi det glidende gjennomsnittet på redusert form:

$$Y_t = B(L)e_t$$

$$= \sum_{j=0}^{\infty} B_j e_{t-j}$$

$$= e_t + B_1 e_{t-1} + B_2 e_{t-2} + \dots$$

Der $B(L) = A(L)^{-1}$, og fordi $A_0 = I$ er også $B_0 = I$.

Cholesky dekomponering sier at enhver «positive definite symmetric matrix» kan skrives som produktet $\Sigma_e = PP'$, der P er den Cholesky dekomponerte av Σ_e . P vil være en triangulær matrise med positive diagonale element (med 0 over diagonalen), mens P' er dens konjugert-transponerte matrise.

Bruker vi dette kan $Y_t = B(L)e_t$

$$= \sum_{j=0}^{\infty} B_j e_{t-j}$$

$$= e_t + B_1 e_{t-1} + B_2 e_{t-2} + \dots$$

Som kan skrives om:

$$y_t = \sum_{i=0}^{\infty} B_i P P^{-1} e_{t-i}$$

⁵ Generelt vil et lag polynom L transformere en observasjon på tidspunkt t til tidspunkt $t-1$, slik at $Ly_t = y_{t-1}$ (Bjørnland & Thorsrud, 2014).

$$= \sum_{i=0}^{\infty} C_i v_{t-i}$$

Der $C_i = B_i P$ og $v_t = P^{-1} e_t$, slik at

$$E [v_t v_t'] = P^{-1} E [e_t e_t'] (P^{-1}) = P^{-1} (P P') (P^{-1}) = I \text{ (enhetsvarians)}$$

Dermed, gitt at P er en «lower triangular matrix», vil komponentene i v_t ikke korrelere (slik at kovariansmatrisen til $E [v_t v_t']$ har 0 utenfor diagonalen), til tross for at komponentene i e_t fortsatt kan korrelere. Dette innebærer at sjokk $v_{2,t}$ i uttrykket under ikke påvirker den første variabelen på tidspunkt t , men at begge sjokkene $v_{1,t}$ og $v_{2,t}$ påvirker variabel nummer tre og fire i periode t .

Dermed får vi at

$$\begin{bmatrix} y_{1,t} \\ y_{2,t} \\ y_{3,t} \\ y_{4,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} c_{0,11} & 0 & 0 & 0 \\ c_{0,21} & c_{0,22} & 0 & 0 \\ c_{0,31} & c_{0,32} & c_{0,33} & 0 \\ c_{0,41} & c_{0,42} & c_{0,43} & c_{0,44} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} v_{1,t} \\ v_{2,t} \\ v_{3,t} \\ v_{4,t} \end{bmatrix} + C_1 v_{t-1} + C_2 v_{t-2} + \dots$$

og siden $B_0 = I \Rightarrow C_0 = P$,

$$\begin{bmatrix} y_{1,t} \\ y_{2,t} \\ y_{3,t} \\ y_{4,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} p_{11} & 0 & 0 & 0 \\ p_{21} & p_{22} & 0 & 0 \\ p_{31} & p_{32} & p_{33} & 0 \\ p_{41} & p_{42} & p_{43} & p_{44} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} v_{1,t} \\ v_{2,t} \\ v_{3,t} \\ v_{4,t} \end{bmatrix} + B_1 P v_{t-1} + B_2 P v_{t-2} + \dots$$

Når dette er gjort kan de ortogonaliserte IRF tolkes kausalt.

Rekkefølgen i en Cholesky dekomponering

I en VAR-modell på redusert form er ikke rekkefølgen som ligningene estimeres i av betydning. I ortogonaliseringen av feilleddene ved Cholesky dekomponering er rekkefølgen derimot svært viktig, da denne legger restriksjoner på hvordan de ulike variablene påvirker hverandre: En variabel påvirker variablene under seg i periode t , men den kan ikke påvirke variablene over seg. Derfor settes den variabelen som man antar at er mest eksogen / minst endogen øverst, og den som er mest endogen nederst. Rekkefølgen bestemmes på grunnlag av økonomisk teori, erfaring og antatt årsaksforhold, og ikke gjennom formelle tester. For arbeid med årlig data gir dette utfordringer, da alle variablene i praksis kan påvirke hverandre innenfor et år. Det er derfor viktig for leseren å være klar over at rekkefølgen i Cholesky

dekomponeringen, og følgelig at funnene som gjøres, er basert på våre antakelser om forholdet mellom variablene.

7.5 Forecast Error Variance Decomposition

Formålet med Forecast Error Variance Decomposition (heretter FEVD) er, for hver variabel i VAR-modellen, å beskrive hvor mye av forecast error variance som skyldes variasjonen i de strukturelle sjokkene på ulike tidspunkt. Følgelig gjøres dette etter at VAR-modellen er estimert. Ved å dekomponere error variance er det mulig å identifisere hver variabels relative betydning i forklaringen av utviklingen i seg selv og de andre variablene i vektoren over tid – dermed summeres alltid de ulike bidragene til variasjonen i en variabel på tidspunkt t til 1. Slik bruker vi IRF til å studere retningen på effekten av et sjokk på et annet, mens FEVD kvantifiserer effekten (Bjørnland & Thorsrud, 2014). Fordi feilleddene fra VAR-modellen på redusert form er samtidig korrelerte, kan ikke det enkelte feilleddets bidrag til forecast error fastslås, og FEVD blir derfor predikert etter at en har valgt P og feilleddene er ortogonaliserte (se forrige avsnitt for Cholesky dekomponering) (Lütkepohl, 2005).

8. Estimering av en finanspolitisk regel for Norge

8.1 Introduksjon

Den finanspolitiske reglen vi har utformet for Norge er i stor grad basert på artikkelen «Reassessing Discretionary Fiscal Policy» av John B. Taylor (2000). Ved utformingen av regelen har vi benyttet oss av Taylors rammeverk for dekomponering i syklisk og strukturelt budsjett, hvor Taylor i den sammenheng presenterer følgende regel:

$$\text{faktisk budsjettoverskudd} = f(\text{produksjonsgap}) + \text{strukturelt budsjettoverskudd} + u_t$$

Videre deler Taylor faktisk budsjettoverskudd inn i faktisk syklisk budsjettoverskudd og faktisk strukturelt budsjettoverskudd. Koeffisienten f er beregnet gjennom en regresjon av det faktiske sykliske budsjettunderskuddet som avhengig variabel og produksjonsgap som uavhengig variabel. Det er med andre ord et lineært forhold mellom faktisk syklisk budsjettunderskudd og produksjonsgap. Faktisk budsjettoverskudd, strukturelt budsjettoverskudd og u_t er målt som andel av BNP, mens produksjonsgapet utgjør logaritmisk differanse og har dermed samme tolkning. Delen av det faktiske budsjettoverskuddet som ikke forklares av leddene på høyre side vil havne i restleddet u_t .

Med dette som utgangspunkt har vi i tillegg gjort en rekke tilpasninger av det strukturelle leddet for bedre å beskrive norsk finanspolitikk fra 1980 og fram til i dag. Blant annet har vi basert oss på politisk økonomisk teori rundt skjevheter i budsjettpolitikken. Vår finanspolitiske regel kan beskrives slik:

$$\text{realisert oljekorrigert underskudd} = \overbrace{f(\text{forventet produksjonsgap})}^{\text{syklisk komponent}} + \overbrace{\text{forventet oljepengebruk} + \text{regjeringsspesifikt avvik}}^{\text{strukturell komponent}} + \overbrace{u_t}^{\text{sjokk}}$$

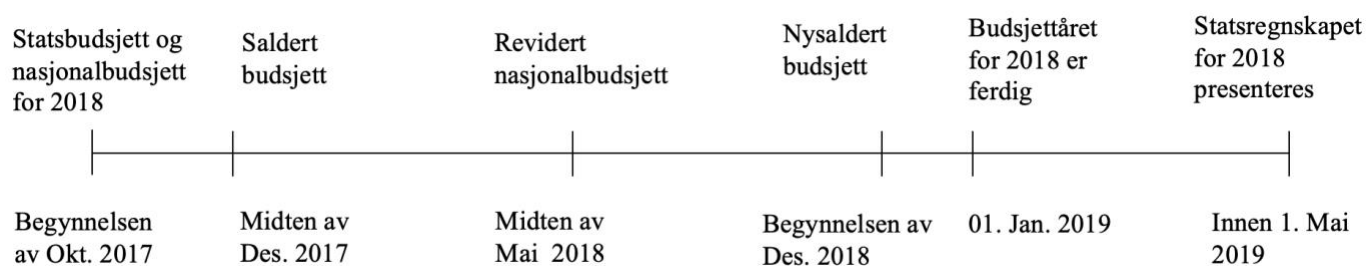
Formålet med å estimere en finanspolitisk regel for Norge er å komme fram til et restledd u_t , som utgjør differansen mellom hva regjeringen i det enkelte år har brukt av penger (statsregnskapet) og hva vi estimerer at regjeringen vil bruke med utgangspunkt i nasjonalbudsjettet som legges fram hver høst. Dette gjør at alle variabler på høyre side av ligningen utgjøres av data fra nasjonalbudsjettet, mens variablene på venstre side er hentet fra

statsregnskapet, og beskriver med dette hva som faktisk har skjedd i budsjettåret. Som nevnt tidligere i oppgaven blir restleddet utdefinert som et finanspolitisk sjokk.

Vi vil i neste avsnitt argumentere for hvorfor vi baserer regelen på nasjonalbudsjettet fremlagt i oktober, før vi i resten av kapittelet presenterer regelen mer i detalj.

8.2 Valg av nasjonalbudsjettet

Som forklart i kapittel 2 om budsjettarbeidet i Norge, vil størrelsen på det enkelte nasjonalbudsjettet være avhengig av når det legges frem. Fra statsbudsjettet og tilhørende nasjonalbudsjett først blir presentert av regjeringen i begynnelsen av oktober, til statsregnskapet blir lagt fram etter budsjettåret, gjennomgår budsjettet tre endringer. Tidslinjen for budsjettarbeidet for 2018 er gjengitt i figur 2, mens en oversikt over oljekorrigerte overskudd ved ulike budsjettidspunkt for perioden 1998 til 2018 er presentert i tabell 1.



Figur 3: Tidslinje som viser budsjettarbeidet for 2018.

Samme tidslinje gjelder også for alle andre budsjettår.

I den finanspolitiske reglen bruker vi tall fra nasjonalbudsjettet fremlagt i oktober for å estimere den realiserte bruken angitt av statsregnskapet. Årsaken til at vi bruker akkurat dette budsjettet fra oktober forklares i avsnittene under.

år	Nasjonalbu dsjett = NB	Saldert NB	Revidert NB	Nysaldert NB	Statsregns kap	Endring NB og saldert NB (2- 1)	Endring NB og revidert NB (3- 1)	Endring NB og statsregnskap (5-1)	Endring mellom NB og statsregnskap (5- 3)
2018	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	1)	1)	(5-1)	3)
2018	-255366	-255366	-245400	-225514	-218513	0	9966	36853	26887
2017	-259506	-259506	-250600	-231393	-222825	0	8906	36681	27775
2016	-207800	-208994	-215900	-212515	-208388	-1194	-8100	-588	7512
2015	-174225	-174225	-180913	-186063	-185312	0	-6688	-11087	-4399
2014	-133100	-137502	-146296	-156164	-160008	-4402	-13196	-26908	-13712
2013	-123663	-123663	-122875	-117339	-116454	0	788	7209	6421
2012	-120247	-120247	-111674	-104550	-100898	0	8573	19349	10776
2011	-134971	-134971	-115831	-84158	-79400	0	19140	55571	36431
2010	-153780	-153780	-139629	-109356	-104071	0	14151	49709	35558
2009	-48650	-48650	-117600	-107221	-96561	0	-68950	-47911	21039
2008	-36418	-36418	-13049	-8370	-11797	0	23369	24621	1252
2007	-57042	-54142	-38793	-2810	-1342	2900	18249	55700	37451
2006	-77000	-70795	-68849	-57372	-44002	6205	8151	32998	24847
2005	-74342	-74342	-74218	-70593	-64763	0	124	9579	9455
2004	-67752	-67752	-68044	-80727	-79246	0	-292	-11494	-11202
2003	-34791	-34801	-50783	-62844	-66150	-10	-15992	-31359	-15367
2002	-36900	-36900	-38619	-53406	-62392	0	-1719	-25492	-23773
2001	-11958	-11958	-5313	-409	-1640	0	6645	10318	3673
2000	-13282	-13282	-13809	-9468	-7943	0	-527	5339	5866
1999	-5526	-6503	10892	-18494	-12066	-977	-5366	-6540	-1174
1998	-12200	-18260	-12894	-15964	-17059	-6060	-694	-4859	-4165

Tabell 1: Nasjonalbudsjettet ved ulike tidspunkt.

Tallene er hentet fra nasjonalbudsjett 1998-2018, revidert nasjonalbudsjett 1998-2018 og statsregnskap 1998-2018

Saldert statsbudsjett

Første mulige endring er i det salderte budsjettet, som er resultatet av alle budsjettforhandlingene på Stortinget mellom oktober og fram til midten av desember. I realiteten er nasjonalbudsjettet som legges fram i oktober og det salderte budsjettet ofte helt likt. En forklaring på dette er at regjeringen som styrer kan være en flertallsregjering. Dette gjør at det salderte budsjettet blir bestemt på «bakrommet» regjeringspartiene seg imellom. Tilsvarende kan en mindretallsregjering ha samarbeidsavtale med partier i opposisjon, noe som også vil føre til at det salderte budsjettet blir bestemt allerede før stortingsforhandlingene. Tabell 1 viser at over en periode på 20 år er det i realiteten bare seks år hvor statsbudsjettet og saldert budsjett ikke er helt likt (regner 2003 som helt likt). I de øvrige årene hvor det er en differanse mellom nasjonalbudsjettet og saldert budsjett, er denne relativt liten i forhold til det totale budsjettet. På bakgrunn av dette vil vi argumentere for at det ikke er noen vesentlig forskjell i størrelsen på nasjonalbudsjettet fremlagt i oktober og det salderte budsjettet i desember.

Revidert nasjonalbudsjett

Den andre mulige endringen i nasjonalbudsjettet fra oktober skjer ved revidert nasjonalbudsjett som legges frem i mai i budsjettåret. Av tabell 1 fremkommer det at det er varierende hvor store endringer det er mellom nasjonalbudsjettet og revidert nasjonalbudsjett. I 2009 er det for eksempel et ekstremavvik hvor redningspakken til norske banker, som reaksjon på den globale finanskrisen, slo ut i det reviderte nasjonalbudsjettet. Endringen mellom nasjonalbudsjett og revidert nasjonalbudsjett sett i forhold til det totale budsjettet er mindre i de senere årene, som følge av at det oljekorrigerede underskuddet har blitt såpass høyt.

Til tross for at det som regel skjer endringer fra nasjonalbudsjettet i oktober til revidert nasjonalbudsjett, har vi valgt å bruke data fra nasjonalbudsjettet som presenteres i oktober. I de to tiste kolonnene i tabellen vises henholdsvis endringen mellom nasjonalbudsjettet og statsregnskapet, samt endringen mellom revidert nasjonalbudsjett og statsregnskapet. Ved å sammenligne disse to kolonnene kommer det fram at det bare er i 2009 og 2016 at fortegnene ikke er like. Videre er det først og fremst i 2009 at det virkelig er en betydelig forskjell i avviket mellom statsregnskapet og nasjonalbudsjettene. På bakgrunn av dette vil vi si det er legitimt å bruke tall fra nasjonalbudsjettet fremlagt i oktober for å estimere en finanspolitisk regel.

Nysaldert nasjonalbudsjett

Det vil ikke være hensiktsmessig for oss å bruke nysaldert nasjonalbudsjett fremlagt i desember i budsjettåret, ettersom dette er tett opp til budsjettårets slutt og dermed vil være svært likt statsregnskapet som legges fram den påfølgende våren.

8.3 Den finanspolitiske regelen

Som nevnt innledningsvis i kapittelet kan den finanspolitiske regelen uttrykkes slik:

$$\text{realisert oljekorrigert underskudd} = \overbrace{f(\text{forventet produksjonsgap})}^{\text{syklisk komponent}} + \overbrace{\text{forventet oljepengebruk} + \text{regjeringsspesifikt avvik}}^{\text{strukturell komponent}} + \overbrace{u_t}^{\text{sjokk}}$$

Matematisk er regelen formulert som følger:

$$\underbrace{a_{t+1} + s_{t+1}}_{\text{realisert oljekorrigert underskudd}} = \underbrace{-0,52 * E_t(y_{t+1} - y_{t+1}^*)}_{\text{syklisk komponent}} + \underbrace{D_{1980-2001} * [0,81 * E_t(k_{t+1}) + D_{\text{Regjering}} * b_{\text{Regjering}}]}_{\text{strukturell komponent}} + \underbrace{D_{2002-2017} * [0,04 * E_t(O_{t+1}) + D_{\text{Regjering}} * b_{\text{Regjering}}]}_{\text{strukturell komponent}} + \underbrace{D_{2018} * [0,03 * E_t(O_{t+1}) + D_{\text{Solberg 2}} * b_{\text{Solberg 2}}]}_{\text{strukturell komponent}} + \underbrace{u_t}_{\text{restledd}}$$

I regelen utgjør $a_{t+1} + s_{t+1}$ realisert oljekorrigert underskudd, og er hentet fra statsregnskapet. Realisert oljekorrigert underskudd består av to komponenter: aktivitetskorreksjoner (a_{t+1}) og strukturelt oljekorrigert underskudd (s_{t+1}). Som nevnt i kapittel 6.2 er aktivitetskorreksjoner et mål på automatiske stabilisatorer, og utgjør samtlige endringer i skatter og avgifter for fastlandsøkonomien utover sine trendverdier, samt endring i ledighetstrygd som følge av konjunktursituasjonen (Finansdepartementet, 2017a). I samme kapittel er det også beskrevet at oljekorrigert underskudd består av to andre størrelser: korreksjoner for forskjellen mellom de faktiske nivåene og de anslåtte normalnivåene på statens renteinntekter og renteutgifter, samt regnskapsmessige omlegginger. Ved å bare basere det realiserede oljekorrigerte underskuddet på aktivitetskorreksjoner og strukturelt oljekorrigert underskudd, får vi en klar inndeling i syklisk og strukturelt budsjettunderskudd tilsvarende det Taylor har. En annen

grunn til å bare bruke disse to størrelsen er at forskjellen mellom oljekorrigert underskudd og strukturelt oljekorrigert underskudd i all hovedsak består av aktivitetskorreksjoner.

Den sykliske komponenten på høyre side i regelen viser at det er et lineært forhold mellom aktivitetskorreksjoner og forventet produksjonsgap. Den strukturelle komponenten på høyre side viser hvor mye den enkelte regjering kan bruke av oljepenger, i tillegg til en regjeringsspesifikk konstant, som utgjør hvor mye mer eller mindre den enkelte regjering i gjennomsnitt bruker av oljepenger i forhold til hva den kan bruke. Den strukturelle komponenten er delt inn i tre ledd som forklarer den strukturelle bruken i hver sin periode. Dette gjør at vi har de tre dummyvariablene: $D_{1980-2001}$, $D_{2002-2017}$ og D_{2018} .

Både koeffisienten på 0,52 i den sykliske komponenten, og koeffisienten på 0,81 i den strukturelle komponenten, er estimert. Koeffisientene på 0,04 og 0,03 i den strukturelle komponenten er ikke estimert, men er derimot hentet fra handlingsregelen, hvor fire prosent gjaldt i perioden 2002-2017, før regelen ble endret til tre prosent for 2018.

Vi vil videre gjøre rede for estimeringen av den sykliske og strukturelle komponenten, før vi diskuterer det regjeringsspesifikke avviket og restleddet u_t til slutt.

8.4 Estimering av den sykliske koeffisienten

Den sykliske koeffisienten på 0,52 er estimert på samme måte som Taylor (2000) har gjort, ved å foreta en OLS med aktivitetskorreksjoner (a_{t+1}) som avhengig variabel og forventet produksjonsgap, $E_t(y_{t+1} - y_{t+1}^*)$, som uavhengig variabel.

Leddene, $E_t(y_{t+1} - y_{t+1}^*)$, beskriver hva som i nasjonalbudsjettet fremlagt i oktober er forventet at produksjonsgapet skal være neste år. Det forventede produksjonsgapet er estimert ved å bruke HP-filer på det informasjonsgrunnlaget man hadde i hvert enkelt år. Vi har altså gjort 39 HP-filtreringer, ett for hvert år i perioden 1980-2018. Dataen er hentet fra de ulike nasjonalbudsjettene tilbake til 1970, samt perspektivmeldinger som angir langsiktige forventninger om BNP for Fastlands-Norge. Vi har i tillegg tatt høyde for endringer i BNP-

beregningene som følge av hovedrevisjoner⁶. For eksempel er forventet produksjonsgap for 1984 beregnet med BNP-tall for Fastlands-Norge fra nasjonalbudsjettet for 1984 (laget i 1983) og bakover i tid, samt perspektivmeldingen som ble framlagt i 1983. Nasjonalbudsjettet har som regel estimater for fastlands-BNP ett til to år fram i tid, mens perspektivmeldinger gir estimater for fastlands-BNP flere år fram i tid, noe som hjelper mot endepunktsproblematikken i HP-filteret. Det vil heller ikke være endepunktsproblematikk i begynnelsen av tidsserien ettersom datagrunnlaget strekker seg til år 1970, og første utregning med HP-filter er for år 1980.

I regresjonsutskriften under er aktivitetskorreksjoner betegnet som «Aktivkorr» og forventet produksjonsgap er betegnet som «Eoutputgap».

	(1)
	Aktivkorr
Eoutputgap	0.518
	(0.075)
_cons	0.00349
	(0.317)
<i>N</i>	39

p-values in parentheses

Tabell 2: Utskrift av OLS hvor autokorrelasjon er justert med Newey West Standard errors.

Regresjonsutskriften viser at én prosent positiv endring i forventet produksjonsgap vil gi 0,52 prosent reduksjon i aktivitetskorreksjoner som andel av forventet trend-BNP for Fastlands-Norge. En slik tolkning av koeffisient gjør at det leddet, $0,52 * E_t(y_{t+1} - y_{t+1}^*)$, har negativt

⁶ En hovedrevisjon er innføringer av nye definisjoner og klassifikasjoner av økonomiske størrelser basert på internasjonale retningslinjer. Det er spesielt to hovedrevisjoner som har påvirket beregningen av BNP-nivået. Den første var i 1973, og resulterte i nedjustering av BNP-nivået med 11 prosent. Den andre var i 1995, og førte til en oppjustering av BNP-nivået med 10 prosent (Skoglund, 2011).

fortegn. Koeffisienten på 0,52 som vi har estimert er også nært det OECD har beregnet for Norge (se kapittel 3.2 om automatiske stabilisatorer).

Som følge av at vi oppdaget autokorrelasjon er regresjonen i tabell 2 justert for dette ved bruk av «Newey West standard errors». Denne regresjonen gir en p-verdi på 0,075, noe som indikerer at koeffisienten på 0,52 (avrundet) ikke er signifikant. En mulig forklaring på dette er at vi estimerer én koeffisient for en periode hvor det har vært store svingninger i produksjonsgap og i størrelsen på aktivitetskorreksjonene.

I likhet med Taylor (2000) forsøkte vi å dele opp datasettet i to og foreta regresjon på hvert av datasettene. Tanken bak dette var om muligens innføring av handlingsregelen og inflasjonsmålet i 2001 ville ha innvirkning på størrelsen av koeffisienten til aktivitetskorreksjoner. Hypotesen var at innføringen av handlingsregelen og inflasjonsmålet virket stabiliserende på økonomien, og dermed ville redusere konjunktursvingningene samtidig som pengepolitikken ville spille en større rolle i stabiliseringspolitikken. Koeffisienten til aktivitetskorreksjoner skulle ifølge en slik tankegang bli mindre i siste periode, noe som ville vært i samsvar med funnene til Taylor. Ut ifra dette resonnementet splittet vi datasettet opp i periodene 1980-2001 og 2002-2018, men resultatet av regresjonene viste at koeffisientene var ganske like og heller ikke statistisk signifikante da vi justerte for autokorrelasjon. Koeffisientene fra de to regresjonene hadde også p-verdier som var enda høyere enn regresjonen i tabell 2. På bakgrunn av dette har vi valgt å operere med én koeffisient (0,52) for aktivitetskorreksjoner for hele perioden (1980-2018), samtidig som det må bemerkes at det er en svakhet ved oppgaven at koeffisienten ikke er signifikant

8.5 Koeffisientene i den strukturelle komponenten

Estimering av koeffisienten på 0,81 for perioden 1980-2001

I perioden 1980 til 2001 hadde ikke Norge en handlingsregel som begrenset hvor mye man kunne bruke av oljepenger, men i stedet ble årlig netto kontantstrøm fra petroleumsvirksomheten benyttet for å dekke det strukturelle oljekorrigerte underskuddet (Finansdepartementet, 2018a). Etter funn av olje på norsk sokkel i 1969 begynte oljeinntekter å komme inn i statskassen i første halvdel av 1970-tallet. For perioden 1973-2001 fastslår Finansdepartementet at strukturelt oljekorrigert underskudd utgjorde 3,5 prosent av trend-BNP for Fastlands-Norge. I samme periode utgjorde statens gjennomsnittlige årlige netto

kontantstrøm fra petroleumsvirksomhet 5,3 prosent av trend-BNP for Fastlands-Norge. På bakgrunn av dette fastslår Finansdepartementet at 65 prosent (3,5/5,3) av oljepengene ble anvendt over statsbudsjettet i denne perioden (Finansdepartementet, 2018a).

Vår estimering av det strukturelle oljekorrigerede underskuddet som andel av petroleumsinntektene skiller seg fra Finansdepartementets estimering på tre punkter. Den første forskjellen er at vi har en kortere tidsperioden, da vi undersøker årene 1980-2001, mens den andre er at vi bruker den forventede netto kontantstrømmen fra petroleumsvirksomheten for budsjettåret, $E_t(k_{t+1})$. Den siste forskjellen er at vi har en annen trendberegning, da vi bruker forventet trend-BNP for Fastlands-Norge, $E_t(y^*_{t+1})$.

I vårt datasett over forventet netto kontantstrøm, $E_t(k_{t+1})$, har vi én ekstremobservasjon (år 2001). Vi har derfor valgt å bruke medianen som estimat, noe som innebærer at forventet netto kontantstrøm fra petroleumsvirksomhet utgjør 5,9 prosent av forventet trend-BNP for Fastlands-Norge i perioden 1980-2001. Realisert strukturelt oljekorrigeret underskudd (s_{t+1}) som andel av forventet trend-BNP for Fastlands-Norge $E_t(y^*_{t+1})$ utgjorde i gjennomsnitt 4,8 prosent i samme periode. Realisert strukturelt oljekorrigeret underskudd utgjorde dermed 81 prosent (4,8/5,9) av forventet netto kontantstrøm i perioden 1980-2001. På bakgrunn av dette har vi satt 81 prosent som benchmark for hva en regjering kan bruke av forventet årlig netto kontantstrøm, $E_t(k_{t+1})$. Avvik fra denne krittstreken betegner vi som diskresjonære regjeringsspesifikke sjokk, noe vi kommer tilbake til i utredelsen av de regjeringsspesifikke konstantleddene, $b_{regjering}$.

Forklaring av koeffisienten på 0,04 for år 2002-2017 (0,03 for 2018)

Koeffisienten på 0,04 er ikke estimert, men er valgt på bakgrunn av handlingsregelen, som fastsetter at man over tid skal ha et uttak av Statens Pensjonsfond utland (SPU) som tilsvarer forventet realavkastning. Da handlingsregelen ble vedtatt i 2001 var det fire prosent som ble vurdert som forventet realavkastning (Finansdepartementet, 2001). I perspektivmeldingen som ble fremlagt våren 2017 ble det fastsatt at handlingsregelen skulle endres fra fire til tre prosent, noe som først skulle gjelde for nasjonalbudsjettet for 2018 (Finansdepartementet, 2017b).

Ettersom den finanspolitiske regelen baseres på data fra nasjonalbudsjettene, er det den forventede verdien av SPU ved inngangen til budsjettåret, $E_t(O_{t+1})$, som utgjør beregningsgrunnlaget for koeffisientene på henholdsvis fire og tre prosent.

8.6 Regjeringspesifikke konstantledd

For hver regjeringsperiode har vi beregnet en regjeringspesifikk konstant, som utgjør hvor mye mer eller mindre den enkelte regjering i gjennomsnitt har brukt av oljepenger over regjeringsperioden i forhold til benchmark. Før 2002 er benchmark 81 prosent av forventet netto kontantstrøm fra petroleumsvirksomhet, mens etter innføringen av handlingsregelen er benchmark satt til fire prosent (3 % for 2018) av forventet verdi av SPU ved inngangen til budsjettåret. Tabellen under viser dummier for regjeringsperiodene ($D_{\text{Regjering}}$) samt oversikt over regjeringspesifikke avvik ($b_{\text{Regjering}}$).

År hvor den enkelte regjering har utformet og gjennomført nasjonalbudsjettet	Regjeringspesifikk dummy, $D_{\text{Regjering}}$	Regjeringspesifikt avvik, $b_{\text{regjering}} =$ gjennomsnittlig prosentpoeng avvik fra benchmark/ handlingsregelen (målt i forhold til forventet trend-BNP for Fastlands-Norge). Negativt fortegn betyr mindre bruk og positivt mer.
2018	Solberg 2	-0,79 %
2014-2017	Solberg 1	-2,35 %
2010-2013	Stoltenberg 3	-0,81 %
2006-2009	Stoltenberg 2	-1,03 %
2002-2005	Bondevik 2	0,63 %
2000-2001	Stoltenberg 1	-8,71 %
1998-1999	Bondevik 1	-3,91 %
1997	Jagland	-3,77 %
1996	Brundtland 3	1,73 %
1990	Syse	2,61 %
1986-1989	Brundtland 2	1,63 %
1982-1985	Willoch	-0,73 %
1981	Brundtland 1	1,49 %
1980	Nordli	3,58 %

Tabell 3: Oversikt over dummier for regjeringsperiodene samt regjeringspesifikke avvik.

En nærmere forklaring av de regjeringspesifikke avvikene kommer i avsnittene under.

Vi vil videre detaljert beskrive utregningen av de regjeringsspesifikke konstantleddene, samt begrunne bruken av disse konstantleddene ut ifra politisk økonomisk teori

Regjeringsspesifikt konstantledd for perioden 1980-2001

$b_{\text{regjering}}$ er det regjeringsspesifikke avviket som viser den gjennomsnittlige forskjellen mellom hvor mye den enkelte regjering kan bruke (81 % av forventet årlig netto kontantstrøm fra petroleumsvirksomheten) og hvor mye den faktisk bruker.

$$b_{\text{Regjering}} = \frac{((s_{t+1}) - 0,81E_t(k_{t+1})) + ((s_{t+2}) - 0,81E_{t+1}(k_{t+2})) + \dots + ((s_{t+1+n}) - 0,81E_{t+n}(k_{t+1+n}))}{n+1 \text{ år i regjering}}$$

For eksempel vil det regjeringsspesifikke konstantleddet for Gro Harlem Brundtlands andre regjering se slik ut: $b_{\text{Brundtland 2}}$ =

$$\frac{((s_{1986}) - 0,81E_{1985}(k_{1986})) + ((s_{1987}) - 0,81E_{1986}(k_{1987})) + ((s_{1988}) - 0,81E_{1987}(k_{1988})) + ((s_{1989}) - 0,81E_{1988}(k_{1989}))}{4}$$

= 0,0163.

Dette viser at Gro Harlem Brundtland i sin andre regjeringsperiode i gjennomsnitt brukte årlig 1,63 prosentpoeng mer av forventet netto kontantstrøm fra petroleumsvirksomhet (målt i forhold til forventet trend-BNP for Fastlands-Norge) enn hva benchmark skulle tilsi.

År	Regjering som har utformet og gjennomført nasjonalbudsjettet	81% av årlig forventet netto kontantstrøm fra petroleum (målt i forhold til forventet trend-BNP for Fastlands-Norge)	Regjeringsspesifikt avvik = gjennomsnittlig prosentpoeng avvik fra venstre kolonne (målt i forhold til forventet trend-BNP for Fastlands-Norge)
2001	Stoltenberg 1	14,05 %	-8,71 %
2000	Stoltenberg 1	6,74 %	-8,71 %
1999	Bondevik 1	4,75 %	-3,91 %
1998	Bondevik 1	7,41 %	-3,91 %
1997	Jagland	6,03 %	-3,77 %
1996	Brundtland 3	4,84 %	1,73 %
1995	Brundtland 3	3,80 %	1,73 %
1994	Brundtland 3	3,31 %	1,73 %
1993	Brundtland 3	3,41 %	1,73 %
1992	Brundtland 3	4,60 %	1,73 %
1991	Brundtland 3	4,36 %	1,73 %
1990	Syse	2,59 %	2,61 %
1989	Brundtland 2	0,63 %	1,63 %
1988	Brundtland 2	0,81 %	1,63 %
1987	Brundtland 2	2,60 %	1,63 %
1986	Brundtland 2	7,00 %	1,63 %
1985	Willoch	6,89 %	-0,73 %
1984	Willoch	5,68 %	-0,73 %
1983	Willoch	7,32 %	-0,73 %
1982	Willoch	7,42 %	-0,73 %
1981	Brundtland 1	5,71 %	1,49 %
1980	Nordli	2,35 %	3,58 %

Tabell 4: regjeringsspesifikke avvik for år 1980-2001.

Tabell 4 indikerer for eksempel at Gro Harlem Brundtland i 1989, med benchmark på 81 %, kunne brukt netto kontantstrøm fra petroleumsvirksomhet tilsvarende 0,63 prosent av forventet trend-BNP for Fastlands-Norge, men over hennes andre regjeringsperiode var hun i gjennomsnitt 1,63 prosentpoeng over dette nivået. Ifølge det strukturelle leddet i vår finanspolitiske regel, $D_{1980-2001} * [0,81 * E_t(k_{t+1}) + D_{Regjering} * B_{Regjering}]$, er estimert strukturell bruk (av forventet trend-BNP for Fastlands-Norge) i 1989 lik 2,26 prosent (0,63 % + 1,63 %).

Forklaring av regjeringsspesifikt konstantledd for år 2002-2017 (for 2018 er koeffisienten for SPU 0,03)

$$b_{Regjering} = \frac{((s_{t+1}) - 0,04E_t(o_{t+1})) + ((s_{t+2}) - 0,04E_{t+1}(o_{t+2})) + \dots + ((s_{t+1+n}) - 0,04E_{t+n}(o_{t+1+n}))}{n+1 \text{ år i regjering}}$$

For eksempel vil det regjeringsspesifikke konstantleddet for Stoltenbergs tredje regjering se slik ut: $b_{Stoltenber 3} =$

$$\frac{((s_{2010}) - 0,04E_{2009}(k_{2010})) + ((s_{2011}) - 0,04E_{2010}(k_{2011})) + ((s_{2012}) - 0,04E_{2011}(k_{2012})) + ((s_{2013}) - 0,04E_{2012}(k_{2013}))}{4}$$

$$= -0,0081.$$

Dette viser at Stoltenberg i sin tredje regjeringsperiode i gjennomsnitt brukte 0,81 prosentpoeng mindre av forventet verdi av SPU målt i forhold til forventet trend-BNP for Fastlands-Norge, enn hva handlingsregelen fastsetter.

År	Regjering som har utformet og gjennomført nasjonalbudsjettet	4 % (3% i 2018) av forventet verdi av SPU målt i forhold til forventet trend-BNP for Fastlands-Norge	Regjeringsspesifikt avvik = gjennomsnittlig prosentpoeng avvik fra venstre kolonne (målt i forhold til forventet trend-BNP for Fastlands-Norge)
2018	Solberg 2	8,09 %	-0,79 %
2017	Solberg 1	10,38 %	-2,35 %
2016	Solberg 1	10,20 %	-2,35 %
2015	Solberg 1	8,67 %	-2,35 %
2014	Solberg 1	7,71 %	-2,35 %
2013	Stoltenberg 3	6,48 %	-0,81 %
2012	Stoltenberg 3	5,83 %	-0,81 %
2011	Stoltenberg 3	5,92 %	-0,81 %
2010	Stoltenberg 3	5,36 %	-0,81 %
2009	Stoltenberg 2	4,83 %	-1,03 %
2008	Stoltenberg 2	4,77 %	-1,03 %
2007	Stoltenberg 2	4,46 %	-1,03 %
2006	Stoltenberg 2	3,71 %	-1,03 %
2005	Bondevik 2	3,05 %	0,63 %
2004	Bondevik 2	2,60 %	0,63 %
2003	Bondevik 2	2,14 %	0,63 %
2002	Bondevik 2	2,27 %	0,63 %

Tabell 5: Regjeringsspesifikke avvik for år 2002-2018.

Tabell 5 indikerer for eksempel at hvis Stoltenberg i 2013 hadde brukt fire prosent av forventet verdi av SPU, ville dette tilsvart 6,48 prosent av forventet trend-BNP for Fastlands-Norge. Gjennomsnittlig for sin tredje periode har Stoltenberg årlig brukt 0,81 prosentpoeng mindre enn hva han kunne ha brukt (målt av forventet trend-BNP for Fastlands-Norge). Ifølge det strukturelle leddet i vår finanspolitiske regel, $D_{2002-2017} * [0,04 * E_i(O_{t+1}) + D_{Regjering} * b_{Regjering}]$, er planlagt strukturell bruk (av forventet trend-BNP for Fastlands Norge) over statsbudsjettet for 2013, 5,67 prosent (6,48 % – 0,81 %).

Regjeringsspesifikt konstantledd i lys av politisk økonomisk teori

Vi vil i dette avsnittet argumentere for at hver enkelt regjering har en skjevhet i sin finanspolitikk, hvor noen regjeringer bruker mye, mens andre bruker mindre. Et utgangspunkt for denne diskusjonen er teorien om at politiske motstandere med sterke ideologiske motsetninger prøver å påvirke hverandres handlingsrom gjennom strategiske budsjettunderskudd. Som nevnt i kapittel 4.3 vil graden av politisk uenighet og usikkerhet rundt gjenvalg avgjøre i hvilken grad regjeringen vil føre strategiske budsjettunderskudd (Alesina & Tabellini, 1990). Teorien sier dermed ikke at det er en spesifikk skjevhet mot over- eller underforbruk i finanspolitikk knyttet til spesifikke ideologiske retninger (for eksempel sosialistisk vs borgerlig), men heller at graden av overforbruk vil være avhengig av hvordan det politiske bildet ser ut i de ulike årene. For eksempel vil et politisk bilde preget av polarisering føre til større grad av strategiske budsjettunderskudd, mens et politisk klima preget av felles enighet vil ha færre innslag av strategiske budsjettunderskudd. Det er vanskelig å stadfeste hvilke perioder i Norge som har vært preget av mindre politisk enighet enn andre, men på generelt grunnlag kan den politiske debatten i Norge sies å ha vært langt mindre polarisert sammenlignet med land med toparti-system, slik som USA og Storbritannia. Om det har forekommet en slik skjevhet i norsk politikk, så har den nok mest sannsynlig ikke vært særlig stor. Videre passer ikke denne teorien så godt til å beskrive våre regjeringsspesifikke avvik ettersom teorien peker på at slike skjevheter først og fremst skjer opp mot valgår. Våre regjeringsspesifikke avvik er derimot konstante og like store for alle år i regjeringsperioden.

En annen forklaring på regjeringsspesifikke skjevheter i finanspolitikken, kan være graden av politisk styring, hvor sterk styring er forbundet med lave budsjettunderskudd mens svak styring er forbundet med større budsjettunderskudd. Graden av politisk styring kan måles ut ifra om styresettet er preget av koalisjonsregjeringer og mindretallsregjeringer, eller om det er et toparti-system slik som i USA og Storbritannia (Romer, 2012). For Norges del er det politiske landskapet høyst fragmentert bestående av relativt mange partier, noe som har gjort at regjeringene for perioden vi undersøker har vært mindretallsregjeringer, bortsett fra Stoltenbergs første og andre regjering. På bakgrunn av dette kan en forklaring på ulike regjeringsspesifikke skjevheter være forskjeller i regjeringssammensetningen og dermed i graden av politisk styring.

En siste forklaring på regjeringsspesifikke skjevheter i finanspolitikken omhandler transparensten til statsbudsjettet. Etter denne teorien vil mindre transparente budsjetter gjøre det vanskeligere for velgerne å ta innover seg finanspolitikkenes virkninger, noe som gir politikerne muligheter til å føre ekspansiv finanspolitikk til fordel for opportunistiske mål (Alesina & Perotti, 1999). Det kan tenkes at statsbudsjettet var mindre transparent for velgerne på 1980-tallet og 1990-tallet grunnet mindre informasjonsflyt. Tilgangen på informasjon var i denne perioden gjennom aviser, radio og lineær tv, mens det utover 2000-tallet og fram til i dag har vært en kraftig vekst i informasjonskanaler gjennom internett og mobiltelefonen. Dette kan bidra til å forklare de ekspansive regjeringsspesifikke avvikene på 1980-tallet og 1990-tallet, kontra de mer moderate avvikene som er observert i nyere tid (se avsnittet 8.7 for regjeringsspesifikke avvik for perioden 2002-2018).

8.7 Finanspolitiske sjokk (restleddet)

Ved å sette inn data fra nasjonalbudsjettet i den finanspolitiske regelen og sammenligne resultatet fra denne med realiserte tall fra statsregnskapet, vil det gjenstå en restverdi u_t . Denne restverdien utgjør det vi betegner et finanspolitisk sjokk, og er et mål på differansen mellom hva den enkelte regjering har planlagt å bruke og hva den faktisk har brukt. På bakgrunn av hvordan vi har estimert de regjeringsspesifikke avvikene, vil restleddet u_t først og fremst være et resultat av det strukturelle leddet i regelen, selv om også det sykliske leddet virker inn gjennom automatiske stabilisatorer dersom konjunktursituasjonen endrer seg fra prediksjonen i budsjettåret. Et annet aspekt som er viktig å bemerke seg er at de regjeringsspesifikke avvikene gjør at hver enkelt regjering har ulike nivåer av strukturell pengebruk som avvikene blir målt i forhold til. Dette innebærer at de finanspolitiske sjokkene ikke er gode mål på å sammenligne absolutt pengebruk, men bare forteller hvor mye mer den enkelte regjering har brukt utover sitt estimerte nivå som andel av forventet trend-BNP for Fastlands-Norge. I den deskriptive analysen i kapittel 9.1 vil vi presentere de finanspolitiske sjokkene estimert fra reglen.

8.8 Oppsummering

For å besvare det første forskningsspørsmålet om hvordan en finanspolitisk regel ser ut for Norge har vi kommet fram til følgende uttrykk:

$$\text{realisert oljekorrigert underskudd} = \overbrace{f(\text{forventet produksjonsgap})}^{\text{syklisk komponent}} + \overbrace{\text{forventet oljepengebruk} + \text{regjeringsspesifikt avvik}}^{\text{strukturell komponent}} + \overbrace{u_t}^{\text{sjokk}}$$

Utrykket viser at realisert oljekorrigert underskudd forklares av en syklisk og en strukturell komponent, hvor den sykliske delen utgjør responsen fra aktivitetskorreksjoner på forventet produksjonsgap, mens den strukturelle delen forklarer statens forventede oljepengebruk i tillegg til et regjeringsspesifikt avvik. Den delen av det realiserte oljekorrigerte underskuddet som ikke forklares av regelen fanges opp i u_t , som utgjør et finanspolitisk sjokk.

9. Analyse

Analysen er bestått av to deler. I den første delen gjør vi en deskriptiv analyse av de finanspolitiske sjokkene, mens den andre delen analyserer effekten av sjokkene på et utvalg makroøkonomiske variabler med utgangspunkt i en VAR-modell.

9.1 Deskriptiv analyse

I den deskriptive analysen skal vi besvare det andre forskningsspørsmålet: *Hvordan avviker statens pengebruk fra regelen i perioden 1980-2018?* I lys av norsk økonomisk historie studerer vi avvikenes størrelse og sammenligner de med konjunktursituasjonen i de ulike årene. Vi ser i tillegg på standardavvik og gjennomsnitt av de finanspolitiske sjokkene for de ulike regjeringsperiodene.

For analysen som følger er det hensiktsmessig å definere begreper rundt tolkningen av konjunktursituasjonen:

Lavkonjunktur: BNP-nivå under trend-nivå

Høykonjunktur: BNP-nivå over trend-nivå

Nedgangskonjunktur: BNP-vekst lavere enn trend-vekst

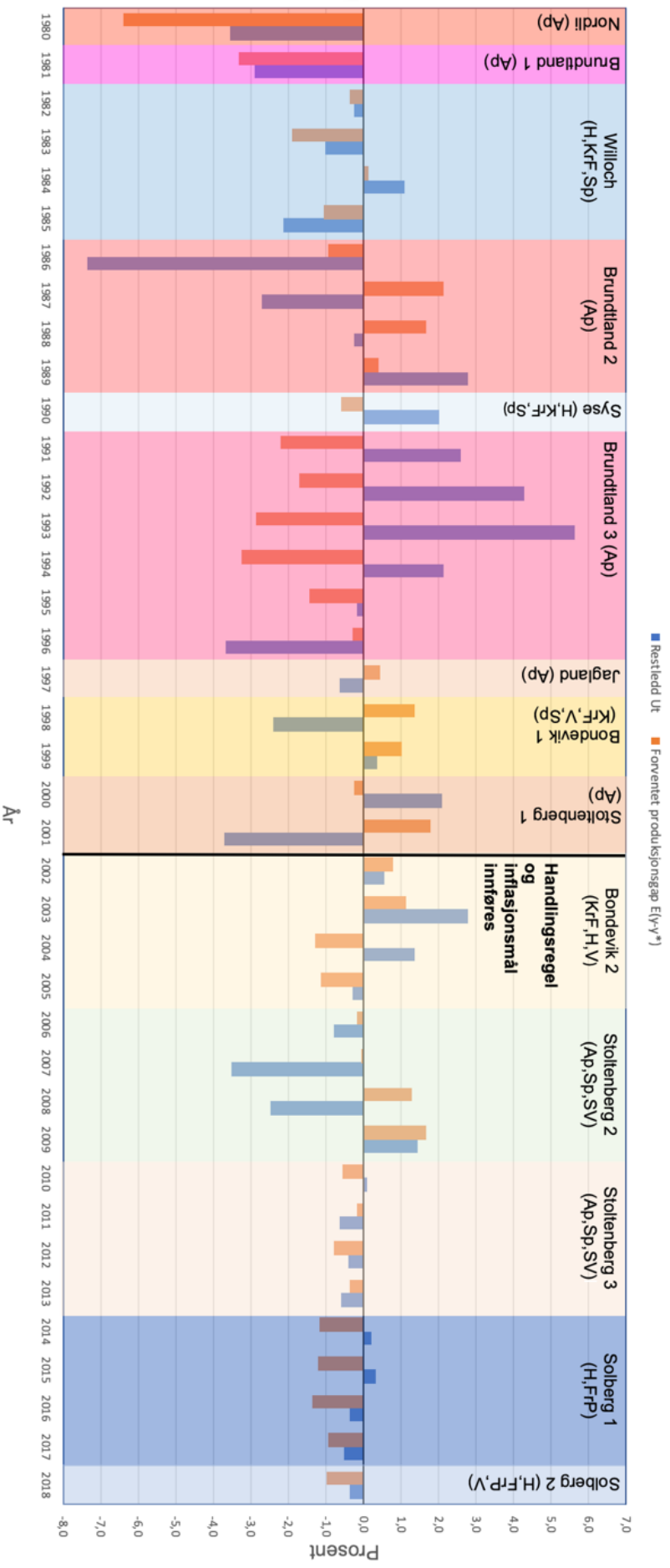
Oppgangskonjunktur: BNP-vekst høyere enn trend-vekst

Beskrivelse av variabler

u_t utgjør finanspolitiske sjokk som andel av forventet trend-BNP for Fastlands-Norge, mens $E_t(y_{t+1} - y_{t+1}^*)$ er forventet produksjonsgap, og har samme prosentvise tolkning som u_t ettersom den er på logaritmisk differanse. Vi har valgt å bruke forventet produksjonsgap som mål på konjunktoren fordi vi mener dette gir en mer korrekt gjengivelse av hvordan regjeringen i hvert enkelt år har opplevd konjunktursituasjonen. Et annet mål på konjunktoren kunne ha vært å HP-filtrere BNP-tall basert på datasett fra 2019, men dette ville gjerne ikke ha vist hvordan regjeringer i ulike år har vurdert konjunktursituasjonen. De blå søylene i grafen utgjør finanspolitiske sjokk, mens de røde søylene viser forventede produksjonsgap. Videre gir figuren informasjon om hvilke regjeringer som har vært i perioden samt når handlingsregelen og inflasjonsmålet ble innført.

Figur følger på neste side.

Restledd Ut og forventet produksjonsgap fra 1980 til 2018 (positiv Ut betyr eks pansiv finanspolitikk)



Figur 4: Finanspolitiske sjokk (u_t) og forventede produksjonsgap for år 1980-2018

Finanspolitiske sjokk er definert i innledningen samt i kapittel 8.

Det finanspolitiske sjokket u_t er som andel av forventet trend-BNP for Fastlands-Norge

Det forventede produksjonsgapet $E_t(y_{t+1} - y_{t+1}^*)$ utgjør logaritmisk differanse og har dermed samme prosentvise tolkning som u_t .

Negativ korrelasjon mellom forventet produksjonsgap og finanspolitiske sjokk

Av grafen er det en tydelig negativ korrelasjon mellom finanspolitiske sjokk og forventede produksjonsgap. At finanspolitiske sjokk har positivt fortegn i lavkonjunktur og negativt fortegn i høykonjunktur, viser at finanspolitikken blir brukt til å stabilisere konjunktursituasjonen. Hele ut trenger nødvendigvis ikke å utgjøres av ren diskresjonær finanspolitikk, men vil også delvis forklares av automatiske stabilisatorer. Dersom den faktiske konjunktursituasjonen forløper seg annerledes i budsjettåret enn hva som er estimert ved fremleggelse av nasjonalbudsjettet i oktober, vil det være avvik mellom hva regelen estimerer av automatiske stabilisatorer og faktiske automatiske stabilisatorer.

Den negative korrelasjonen mellom forventet produksjonsgap og finanspolitiske sjokk er spesielt fremtredende i perioden før innføringen av handlingsregelen og inflasjonsmålet. På midten av 1980-tallet var det høykonjunktur i norsk økonomi som følge av liberalisering av kreditt- og valutamarkedet, og de tilhørende finanspolitiske sjokkene er sterkt negative. I 1985 utgjør det negative finanspolitiske sjokket 2,0 prosent av forventet trend-BNP for Fastlands-Norge, mens i 1986 og 1987 er de finanspolitiske sjokkene henholdsvis -7 prosent og -2,8 prosent. Regjeringen brukte med andre ord betraktelig mindre penger enn hva regelen tilsier. På slutten av 1980-tallet og fram til midten av 1990-tallet opplevde Norge den lengste og dypeste lavkonjunktoren siden andre verdenskrig, og i denne perioden var de finanspolitiske sjokkene sterkt positive, hvor høyeste avvik var på rundt 5,7 prosent av forventet trend-BNP for Fastlands-Norge i 1993.

Positiv korrelasjon på begynnelsen av 1980-tallet og etter finanskrisen

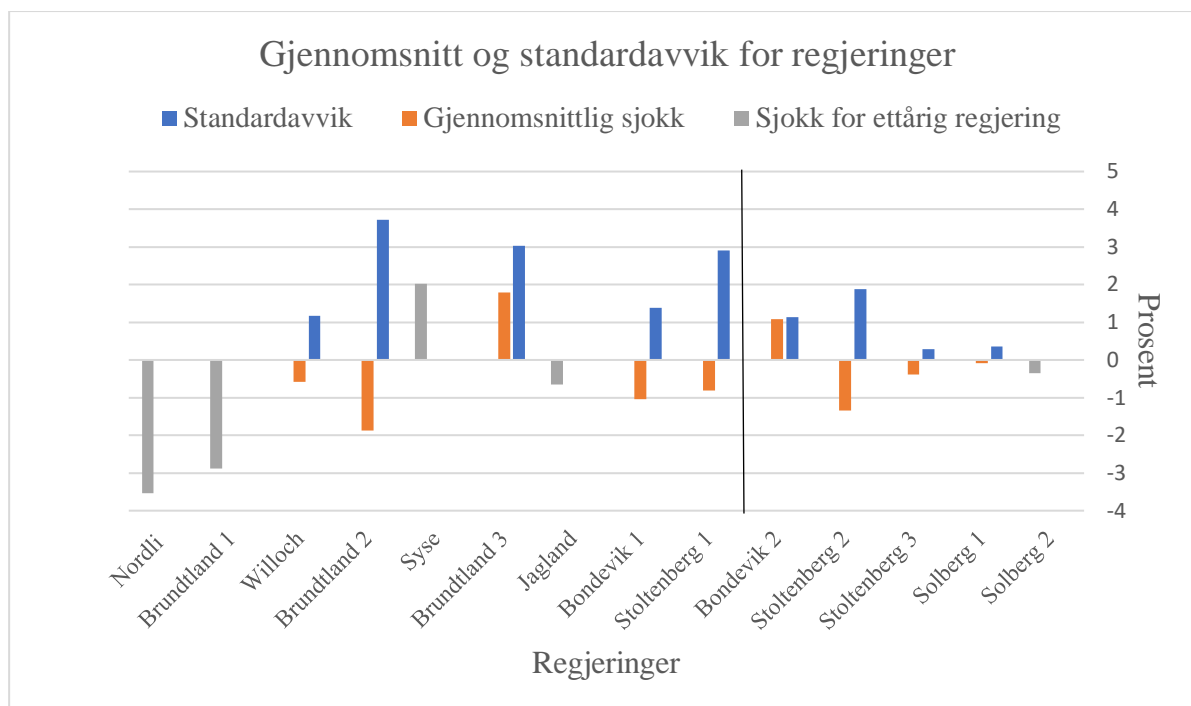
I årene 1980 og 1981 er det en sterk positiv korrelasjon mellom de finanspolitiske sjokkene og forventet produksjonsgap. En mulig forklaring på denne situasjonen er pris- og lønnsstoppene i perioden 1976-1981. I februar 1978 foretok Nordli-regjeringen en devaluering av den norske kronen med åtte prosent, og senere samme år bestemte regjeringen at prisveksten for varer, tjenester og lønninger skulle stoppes. Praksisen med stopp i pris- og lønnsvekst varte ut 1980, og førte til at veksten i konsumprisindeksen for Norge var lavere enn for OECD-gjennomsnittet, og dermed ble konkurranseevnen styrket (Hodne & Grytten, 2002). Når regjeringen har et mål om null vekst i priser og lønninger vil det være naturlig at finanspolitikken ikke er ekspansiv, men heller er preget av negative finanspolitiske sjokk. I samme periode som det var pris- og lønnsstopp falt husholdningenes konsum med to prosent fra året før, i tillegg til at investeringene i oljesektoren gikk ned. Resultatet av dette ble starten

på en nedgangskonjunktur i 1978 og derav lavkonjunktoren i 1980 og 1981. Også Brundtlands første regjering (1981) førte en politikk med prisstopp, noe som på samme måte kan forklare hvorfor de finanspolitiske sjokkene er negative og har en positiv korrelasjon med forventet produksjonsgap dette året.

Etter innføringen av handlingsregelen og inflasjonsmålet i 2001 fortsetter den negative korrelasjonen mellom forventet produksjonsgap og finanspolitiske sjokk frem til finanskrisen. I etterkant av finanskrisen er det en tendens til positiv korrelasjon mellom forventet produksjonsgap og finanspolitiske sjokk. En forklaring på dette er at handlingsregelen har gjort finanspolitikken mer restriktiv i forhold til perioden før, hvor årlig netto kontantstrøm fra petroleumsvirksomhet ble brukt over statsbudsjettet. Handlingsregelen har gjerne gjort både politikerne og husholdninger mer bevisste på den finanspolitiske pengebruken, noe som kan ha medført at det er blitt vanskeligere å avvike fra statsbudsjettet. På den annen side skal handlingsregelen tolkes fleksibelt, hvor det i høykonjunktur kan brukes mindre enn fire prosent (3% fra 2018) mens det i lavkonjunktur kan brukes mer. Dette taler for at regjeringen fortsatt hadde rom for å drive diskresjonær motkonjunkturpolitikk innenfor handlingsregelens rammer.

En annen forklaring på tendensen til svakere sammenheng mellom forventet produksjonsgap og finanspolitiske sjokk, er at pengepolitikken har tatt over som foretrukket stabiliseringsverktøy. Å bruke renten som stabiliseringsverktøy for konjunktoren gir en rekke fordeler i forhold til å bruke diskresjonær finanspolitikk. Som nevnt i kapittel 3.2 medfører indre og ytre tregheter ved utarbeidelse av finanspolitikken at det gjerne går mange måneder før man responderer på endringer i konjunktursituasjon. I stedet for å virke stabiliserende kan finanspolitikken ende opp med å bli prosyklisk, ettersom det finanspolitiske vedtaket får virkning etter konjunkturbunnen er nådd og økonomien er på vei opp igjen. I tillegg vil det av samme årsaker være tidkrevende å reversere finanspolitiske vedtak. Endring i styringsrenten tar derimot langt kortere tid og vil i tillegg være enklere å reversere. På bakgrunn av dette kan bruk av styringsrenten som stabiliserende virkemiddel forklare hvorfor de finanspolitiske sjokkene har svakere respons på konjunktursituasjonen i senere år.

Mindre volatilitet i finanspolitiske sjokk



Figur 5: Standardavvik og gjennomsnittlige sjokk for år 1980-2018.

Regjeringene med grå søyle har bare vart i ett å og har ingen standardavvik.

Den svarte streken indikerer innføringen av handlingsregelen og inflasjonsmålet

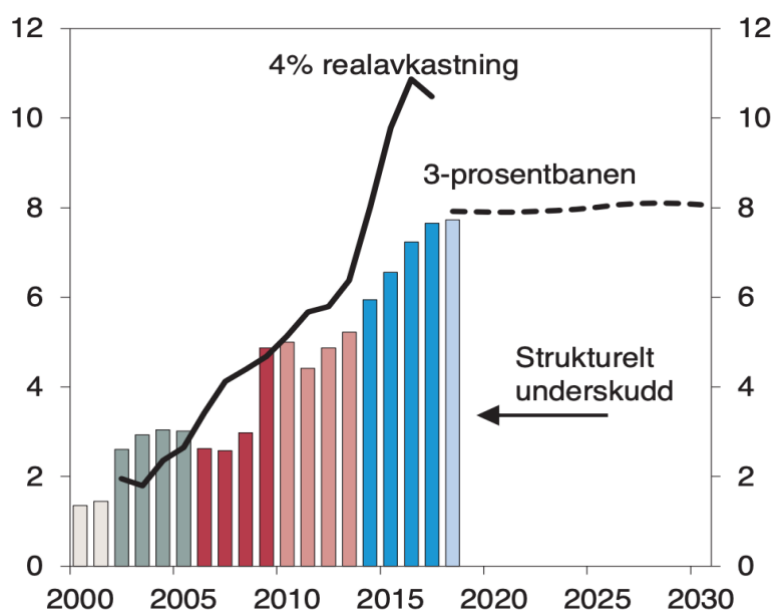
Av figuren er det tydelig at det er store standardavvik i perioden før innføringen av handlingsregelen og inflasjonsmålet, noe som viser at det er stor variasjon i størrelse og fortegn på de finanspolitiske sjokkene. Periodene med de største standardavvikene (Brundtland 2 og 3, og Stoltenberg 1) er sammenfallende med store svingninger i konjunktursituasjonen. Brundtlands andre regjeringsperiode inkluderer både høykonjunktoren på midten av 1980-tallet samt starten på nedgangskonjunktoren som forplantet seg utover på 1990-tallet. Brundtlands tredje regjeringsperiode er i stor grad preget av lavkonjunktoren på 1990-tallet, men får også med seg oppgangskonjunktoren fra midten av 1990-tallet. Stoltenbergs første regjeringsperiode var preget av et usikkert konjunkturbilde i forbindelse med den internasjonale IT-boblen, noe som førte til store variasjoner i de finanspolitiske sjokkene.

Etter innføringen av handlingsregelen og inflasjonsmålet i 2001 har de finanspolitiske sjokkene vært mindre volatile, samtidig som konjunktursituasjonen har vært mer stabil. Dette kan sees på som en effekt av at Norges Bank overtok store deler av ansvaret for stabilisering

av økonomien og at pengepolitikken har vært et velfungerende virkemiddel i så måte. Spesielt etter finanskrisen ser vi lavere volatilitet. Finanskrisen inntraff høsten 2008, men krisepakken til norske banker ble ikke innarbeidet i nasjonalbudsjettet som ble fremlagt den høsten. Dette forklarer store deler av det finanspolitiske sjokket på rundt 1,5 prosent av forventet trend-BNP for Fastlands-Norge i 2009. Responsen i etterkant av oljeprisfallet sommeren 2014 var derimot relativt liten på rundt 0,15 prosent av forventet trend-BNP for Fastlands-Norge. En forklaring på forskjellen i respons mellom de to krisene kan være at regjeringen i 2009 overvurderte finanskrisens innvirkning på norsk økonomi, mens ved oljeprisfallet ble konsekvensene undervurdert.

Negative finanspolitiske sjokk til tross for høy oljepengebruk

Det at de finanspolitiske sjokkene i senere år ikke har vist tegn til å være ekspansive, kan sies å være et paradoks. I etterkant av oljeprisfallet har Statens Pensjonsfond utland økt betraktelig i størrelse som følge av svekket kronkurs. Resultatet av dette har vært at det strukturelle oljekorrigerte underskuddet som andel av trend-BNP for Fastlands-Norge har vokst kraftig, men likevel har vært godt innenfor handlingsregelens rammer, som vist i figuren under.



Figur 6: Strukturelle oljekorrigerte underskudd samt ulike baner for realavkastningen

Kilde: (Finansdepartementet, 2017a)

Negative u_t – som indikerer at regjeringen har brukt mindre penger enn hva den estimerte regelen tilsier – samtidig som oljepengebruken er svært ekspansiv, er gjerne en indikasjon på

at handlingsregelen på fire prosent har vært for høy. Handlingsregelen klarer med andre ord ikke å hindre at finanspolitikken blir ekspansiv. Som nevnt tidligere ble handlingsregelen endret fra fire til tre prosent i 2018, ettersom langsiktig realavkastning av SPU ble estimert til å være lavere de neste 10-20 årene. Slik argumentasjon peker på at handlingsregelen ble endret for å unngå å redusere den akkumulerte fondskapitalen. Et annet argument er at endring fra fire til tre prosent vil hindre en videre ekspansiv vekst i oljepengebruken, slik vi har sett de siste fem årene.

Oppsummering av deskriptiv analyse

I den deskriptive analysen drøftes det andre forskningsspørsmålet: *Hvordan avviker statens faktiske pengebruk fra regelen i perioden 1980-2018?* Hovedfunnet i analysen er at det er en sterk negativ korrelasjon mellom de finanspolitiske sjokkene og produksjonsgapet i store deler av perioden 1980-2018. Unntakene fra dette er begynnelsen av 1980-tallet og i etterkant av finanskrisen. Videre ser det ut til at de finanspolitiske sjokkene er mer volatile på 1980-tallet og 1990-tallet, enn i perioden etter innføringen av handlingsregelen og inflasjonsmålet. Til slutt kan det nevnes at de små finanspolitiske sjokkene de siste fem årene tegner et dårlig bilde av hvor ekspansiv finanspolitikken i denne perioden har vært. Dette er gjerne en indikasjon på at handlingsregelen er et dårlig instrument for å hindre en ekspansiv finanspolitikk i år hvor oljefondet vokser kraftig.

9.2 Analyse – IRF, Granger og FEVD

I de påfølgende avsnittene presenteres funnene fra test for Granger-kausaltet, impulsresponsfunksjoner og Forecast Error Variance Decomposition. På bakgrunn av disse søker vi å besvare det tredje forskningsspørsmålet: *I hvilken grad har disse avvikene (de finanspolitiske sjokkene) påvirket norsk økonomi?* I forkant av analysen har vi slått fast at forutsetningene for VAR-modellen holder, og vi har ved å bruke informasjonskriteriene estimert modellen med ett lag. Tester av forutsetningene er presentert i appendiks C.

Variablene i modellen

Av hensyn til at datasettet kun består av 39 observasjoner må antall inkluderte variabler være begrenset. Av nasjonalbudsjettene til Norge fremkommer det at BNP er en sentral størrelse, da den inngår både i analyse av historisk utvikling og prognoser for norsk økonomi. Generelt er BNP en sentral makroøkonomisk indikator, og er med i arbeidet til både Auerbach og

Gorodnichenko (2012) og Blanchard og Perotti (2002), som også analyserer finanspolitikk i en VAR-modell. Følgelig er denne naturlig å ha med i modellen. Vi inkluderer fastlands-BNP i modellen, som vi for enkelhets skyld nøyer oss med å kalle BNP i resten av analysen.

Ifølge økonomisk teori vil et ekspansivt finanspolitisk sjokk (positivt etterspørselssjokk) føre til at prisene presses oppover. Således er det interessant å inkludere inflasjon (KPI) i VAR-modellen for å se om det finanspolitiske sjokket vil påvirke prisene på denne måten.

Fordi Norge er en liten åpen økonomi som er avhengig av handel med utlandet er det også interessant å undersøke hvordan finanspolitikken påvirker valutakursen. Dette undersøkes ved å inkludere konkurransekursindeksen (KKI) i modellen, som er en veid valutakurs av Norges 25 viktigste handelspartnere. Rentenivået er utelatt fra VAR-modellen på grunn av tapet av frihetsgrader som dette medfører, og av hensyn til vårt relativt lite utvalg må vi være selektive. Dette forsvarer vi med at finanspolitikken i liten grad settes med hensyn på rentenivået, og at rentenivået responderer på langt flere parametere enn overskuddet på statsbudsjettet i følge Norges Bank (2019).

Rekkefølgen i Cholesky dekomponeringen

Som forklart i avsnittet om ortogonalisering av feilledd og rekkefølgen i Cholesky dekomponering i kapittel 7.5, skal rekkefølgen av variablene gjenspeile hvor eksogene / endogene de er i forhold til hverandre. Dette betyr at den variabelen som ikke blir påvirket av noen av de andre variablene i modellen settes øverst, mens den variabelen som blir påvirket av alle de andre settes nederst. Generelt vil en variabel i modellen tillates å påvirke variablene som er plassert under seg selv, men ikke de som er plassert over seg selv. Vi vil i dette avsnittet argumentere for å bruke følgende rekkefølge:

1. Finanspolitiske sjokk
2. Δ Fastlands-BNP
3. Δ KPI
4. Δ KKI.

Der Δ indikerer at det dreier seg om årlig endring i variablene. En beskrivelse av variablene finnes i appendiks A. Rekkefølgen innebærer at det finanspolitiske sjokket i budsjettåret påvirker de andre variablene, men at disse ikke virker tilbake på det finanspolitiske sjokket. Videre påvirker BNP KPI og KKI men ikke det finanspolitiske sjokket, og så videre.

Det finanspolitiske sjokket er mest eksogent, da vår modell gjør at dette i liten grad blir påvirket av de andre variablene. Dette kommer av at det finanspolitiske sjokket utgjør differansen mellom *predikert* og *de facto* pengebruk i budsjettåret.

For ordens skyld repeterer vi regelen:

$$\text{realisert oljekorrigert underskudd} = \overbrace{\text{f(forventet produksjonsgap)}}^{\text{syklisk komponent}} + \overbrace{\text{forventet oljepengebruk + regjeringsspesifikt avvik}}^{\text{strukturell komponent}} + \overbrace{u_t}^{\text{sjokk}}$$

Fra kapittel 3.2 husker vi at automatiske stabilisatorer er motsykliske mekanismer som jobber i takt med økonomien i form av skatter, trygdeutbetalinger og andre aktivitetsavhengige størrelser. Vi har også argumentert for at finanspolitikken har en innebygd treghet som gjør at det tar tid å oppdage forhold som krever diskresjonære tiltak, for deretter å vurdere, vedta og iverksette finanspolitiske tiltak. Det er kun ved enkelte tilfeller at prosessen har gått spesielt fort, slik som ved finanskrisen i 2008. Fra kapittel 4.3 om politisk økonomiske teorier kom det dessuten frem at Norge i stor grad har hatt mindretallsregjeringer, som kan gjøre det ekstra krevende å få gjennomslag for saker. Dermed er svært mye av pengebruken i budsjettåret bestemt allerede høsten i forveien. Med dette argumenterer vi for at det finanspolitiske sjokket er mest eksogent av de fire variablene, da dette under våre forutsetninger kun vil påvirkes av BNP gjennom den delen av de realiserede automatiske stabilisatorene som avviker fra de predikerte automatiske stabilisatorer. Under våre forutsetninger vil diskresjonære tiltak som svar på konjunkturedringer sjelden forekomme.

Etter det finanspolitiske sjokket følger BNP, som vi har plassert over KPI, da dette er typisk i VAR-modeller (Aastveit, Furlanetto & Ravazzolo, 2013). Dermed forutsetter vi i Cholesky dekomponeringen at endring i priser i budsjettåret ikke påvirker veksten i fastlands-BNP i budsjettåret. Videre er det naturlig å ha KKI under KPI, da KPI bruker lengre tid på å reagere på ny informasjon (sticky prices) (Jones, 2014).

Analyse – Granger kausalitet

Resultatene fra testen for Granger-kausale forhold mellom variablene er vist i tabell 6. Nullhypotesen er at det ikke foreligger et Granger-kausalt forhold mellom variablene, og følgelig vil en forkaste nullhypotesen for signifikante p-verdier. Det testes for Granger-kausaltet mellom det finanspolitiske sjokket og de andre variablene i modellen.

Forklart variabel	Utelatt variabel	Chi2	Frihetsgrader	p-verdi
Finanspolitisk sjokk	BNP	16.2	1	.000***
Finanspolitisk sjokk	KPI	1.875	1	.173
Finanspolitisk sjokk	KKI	.63031	1	.427
Finanspolitisk sjokk	BNP, KPI og KKI	16.783	3	.001***
Volumendring BNP	Finanspolitisk sjokk	9.2589	1	.002**
KPI	Finanspolitisk sjokk	3.0378	1	.081
KKI	Finanspolitisk sjokk	0.29201	1	.589

*** = signifikant på 1% nivå, ** = signifikant på 5% nivå

Tabell 6: Granger causality Wald test.

Vi finner at volumendring i BNP Granger-forårsaker et finanspolitisk sjokk, da p-verdien er 0. Verken endringer KPI eller KKI Granger-forårsaker et finanspolitisk sjokk. Videre forkastes nullhypotesen om ingen Granger-kausaltet for at de tre variablene samlet Granger-forårsaker et finanspolitisk sjokk.

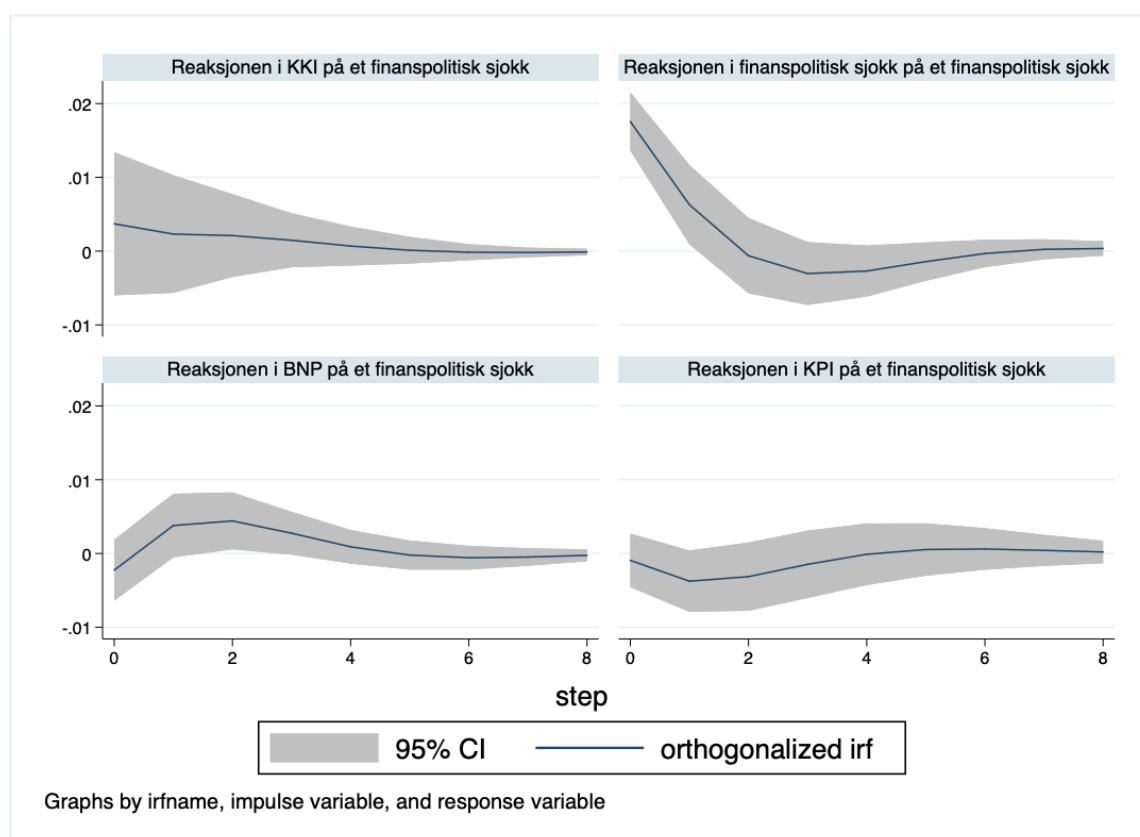
Vi finner videre at det finanspolitiske sjokket Granger-forårsaker volumendring i BNP. Dermed går det Granger kausale forholdet mellom BNP og det finanspolitiske sjokket begge veier. Videre finner vi at nullhypotesen ikke kan forkastes for at det finanspolitiske sjokket Granger-forårsaker KPI og KKI.

Oppsummering av test for Granger-kausaltet

Oppsummert, finner vi at BNP Granger-forårsaker et finanspolitisk sjokk og at det finanspolitiske sjokket Granger-forårsaker BNP. Videre finner vi at BNP, KPI og KKI samlet Granger-forårsaker et finanspolitisk sjokk, men at det finanspolitiske sjokket ikke Granger-forårsaker KPI og KKI.

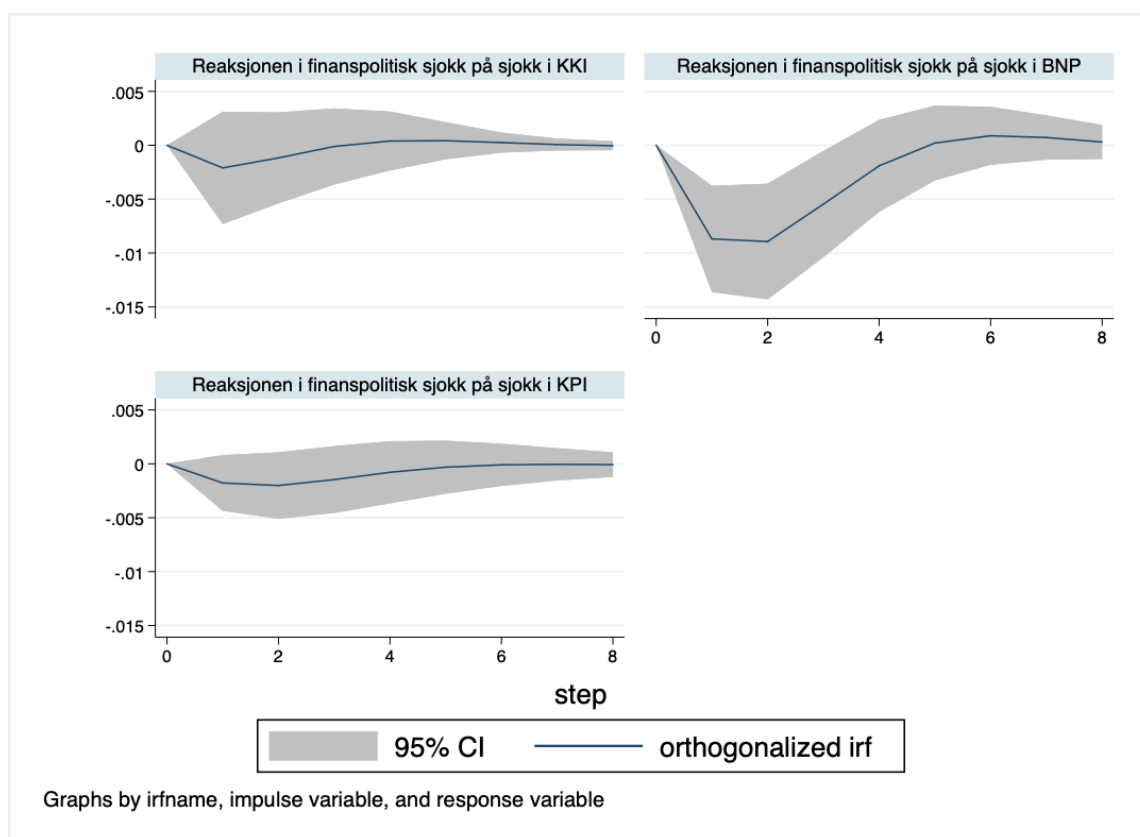
Analyse – Impulsrespons-funksjoner

I analysen av impulsrespons-funksjoner (IRF) studeres reaksjonen i variablene BNP, KPI og KKI på et positivt sjokk (ekspansiv finanspolitikk) tilsvarende ett standardavvik i det finanspolitiske sjokket – således er det et sjokk i sjokket. For enkelhets skyld kaller vi det et finanspolitisk sjokk. Deretter studeres reaksjonen i det finanspolitiske sjokket på et sjokk i de andre variablene. Forholdene mellom BNP, KPI og KKI vil ikke drøftes her, da dette ikke inngår i oppgavens problemstilling. I figur 7 og 8 er grafene plottet for de ulike variablene. VAR-modellen på redusert form har gått gjennom Cholesky dekomponering, slik at vi tolker de ortogonaliserte impulsrespons-funksjonene. Langs de vertikale aksene indikeres størrelsen på responsen (de dynamiske multiplikatorene) og langs de horisontale aksene indikeres tid fra sjokket inntreffer i antall år. Vi vil først presentere IRF med finanspolitisk sjokk som impulsvariabel og deretter gå videre til å studere IRF til det finanspolitiske sjokket.



Figur 7: Impulsrespons-funksjoner med finanspolitisk sjokk som impuls-variabel

Ser effekten et finanspolitisk sjokk på KKI, BNP, KPI og sjokket selv



Figur 8: Impulsrespons-funksjoner med KKI, KPI og BNP som impuls-variabler

Undersøker hvordan finanspolitikken svarer på sjokk i KKI, KPI og BNP

For KKI betyr stigende verdi depresierende kronekurs. Fra økonomisk teori (se Appendiks D om AS-AD-modell) forventer vi at et positivt finanspolitisk sjokk vil føre til at prisnivået på norske produkter stiger, og at renten vil heves for å roe ned prisstigningen. Videre vil økt rente føre til at kronen appresierer. Fra figur 7 ser vi at motsatt er tilfelle, da grafen stiger og er positiv i tre-fire år før den er tilbake på null, men at den aldri er signifikant forskjellig fra null. Det er vanskelig å peke på årsaker til at vi ser dette forholdet, men det kan tyde på at regelen vi har estimert ikke er perfekt og at det fortsatt står igjen noe uforklart.

Vi ser at et finanspolitisk sjokk har en positivt og signifikant effekt på seg selv, og at dette er vedvarende men fallende i rundt to år, da grafen skjærer den horisontale akselen og er svakt negativ men ikke signifikant i de to påfølgende årene. Deretter ligger grafen flatt på null resten av tiden.

Da et ekspansivt finanspolitisk sjokk vil stimulere norsk økonomi, forventer vi at BNP skal stige i etterkant av sjokket. Fra figur 7 ser vi derimot at reaksjonen i BNP først er negativ, men ikke signifikant forskjellig fra null. Tolkningen av dette er at finanspolitikken ikke har effekt

på kort sikt. Deretter stiger grafen og når sine høyeste verdier i de påfølgende to-tre årene, og denne positive reaksjonen er signifikant forskjellig fra null. Deretter faller grafen tilbake til null hvor den blir liggende. Dette taler for at finanspolitikk har en stimulerende effekt på økonomien, men at effekten kommer med et lag. Dette er samsvarende med funnene i Blanchard og Perotti (2002), og Auerbach og Gorodnichenko (2012), som begge finner at økte offentlige utgifter har positiv effekt på BNP. Gitt konfidensintervallene ser vi at den positive effekten på BNP kun er signifikant forskjellig fra null i år to, men fordi vi studerer årlige data kan det hende at vi hadde funnet kortere lag om vi hadde brukt data med høyere frekvens. Funnet samsvarer med at et finanspolitisk sjokk Granger-forårsaker BNP.

Fordi et ekspansivt finanspolitisk sjokk vil fungere som et positivt sjokk til aggregert etterspørsel, vil vi fra økonomisk teori (Appendiks D om AS-AD-modell) forvente at den økte etterspørselen skal gi høyere priser. Det er derfor overraskende at impulsrespons-funksjonen til KPI viser fallende priser (deflasjon) de første årene etter det finanspolitiske sjokket. Ikke før det er gått tre år etter sjokket er IRF så vidt positiv før den stabiliserer seg rundt null. Gitt konfidensintervallene er IRF aldri signifikant forskjellig fra null.

I figur 8 finner vi impulsrespons-funksjonen til det finanspolitiske sjokket. For et sjokk i KKI er det vanskelig å gjøre seg klare forventninger til hvordan det finanspolitiske sjokket skal reagere, da datasettet vårt delvis består av observasjoner fra en periode der Norges Bank har hatt mer av ansvaret for å reagere på valutakurs, mens finanspolitikken i mindre grad har fokusert på dette. Et positivt sjokk til valutakursen innebærer at den norske kronen svekker seg mot utenlandsk valuta, og vi ser at denne depresieringen fører til at IRF til det finanspolitiske sjokket blir negativ og faller frem til år to, før den når null igjen rundt år tre. Dette taler for at politikerne strammer inn pengebruken når kronen depresierer, men grafen er derimot aldri signifikant forskjellig fra null.

Baserer vi oss på keynesiansk teori forventer vi at et positivt sjokk i priser vil motsvares med kontraktiv finanspolitikk for å drive prisene ned igjen. Grafen for et sjokk i KPI viser nettopp dette, da IRF blir negativ etter at sjokket har inntruffet, men at fallet er marginalt og at den heller aldri er signifikant forskjellig fra null.

Det mest interessante funnet i figur 8 er effekten av et positivt sjokk i BNP på det finanspolitiske sjokket. I henhold til keynesiansk teori forventer vi at kontraktiv finanspolitikk blir brukt for å roe ned temperaturen i realøkonomien, men vi forventer at effekten er lagget.

Fra grafen ser vi at funnene er samsvarende med det vi forventer, da grafen er negativ og signifikant forskjellig fra null de tre første årene etter sjokket i BNP. IRF er lavest i de to første årene etter at sjokket har inntruffet, og stiger deretter igjen tilbake til null i de påfølgende årene. Hvorvidt dette skyldes automatiske stabilisatorer eller diskresjonær politikk kan ikke besvares på bakgrunn av impulsrespons-analysen, men per våre antakelser om tregheter i finanspolitikken er trolig automatiske stabilisatorer en viktigere årsak enn diskresjonær politikk, selv om også denne vil kunne spille inn. Funnet er i tråd med den deskriptive analysen i kapittel 9.1 og testen for Granger-kausaltet over, og samsvarer også med funnene til Auerbach og Gorodnichenko (2012) og Blanchard og Perotti (2002). En annen mulig årsak til den laggede effekten er at de finanspolitiske sjokkene måles årlig, slik at responsen i den finanspolitiske variabelen per konstruksjon vil være forsinket.

Oppsummering av IRF

De mest interessante funnene i denne analysen knytter seg til forholdet mellom det finanspolitiske sjokket og BNP. Vi ser en tydelig kobling mellom dem, der observasjonene er signifikant forskjellige fra null og i tråd med det en skulle forvente fra økonomisk teori. Et ekspansivt finanspolitisk sjokk fører til økt BNP og et positivt sjokk i BNP fører til kontraktiv finanspolitikk. Begge variablene har en lagget effekt på den andre. Videre ser det ut til at et sjokk i BNP fører til kraftigere reaksjon i det finanspolitiske sjokket enn motsatt. Dette kan skyldes at de finanspolitiske sjokkene i stor grad svarer på konjunktursituasjonen, mens BNP påvirkes av flere forhold enn bare finanspolitikken. Funnene er sammenfallende med den deskriptive analysen, der vi fant at forventet produksjonsgap og finanspolitiske sjokk hadde en negativ korrelasjon i store deler av perioden, spesielt før innføringen av handlingsregelen og inflasjonsmålet. Vi ser også på bevegelser i IRF til KPI og KKI, men disse er marginale og ikke signifikant forskjellige fra null.

Analyse – Forecast Error Variance Decomposition

Formålet med Forecast Error Variance Decomposition (FEVD) er, for hver variabel, å beskrive hvor mye av forecast error variance som skyldes variasjonen i de strukturelle sjokkene på ulike tidspunkt. Ved å dekomponere error variance er det mulig å identifisere hver variabels relative skyld i variasjonen i seg selv og i de andre variablene i vektoren y i VAR-modellen. På grunn av oppgavens avgrensning vil vi kun trekke frem de forholdene som knytter seg til det finanspolitiske sjokket.

Impulsvariabel	Finanspolitisk sjokk	BNP	KPI	KKI
Responsvariabel	Finanspolitisk sjokk	Finanspolitisk sjokk	Finanspolitisk sjokk	Finanspolitisk sjokk
År				
1	1	0	0	0
2	.8074	.175044	.007317	.010239
3	.674519	.300329	.013951	.011201
4	.64131	.331543	.016751	.010396
5	.640933	.331125	.01749	.010452
6	.641845	.329843	.01759	.010722
7	.64096	.330651	.017576	.010812
8	.640413	.331215	.017562	.010809

Tabell 7: Forecast Error Variance Decomposition.

Tabellen viser resultatene fra FEVD gjort etter at VAR-modellen er estimert. I tabellen er det finanspolitiske sjokket brukt som responsvariabel, som betyr at det er denne variabelens varians som blir dekomponert.

Impulsvariabel	Finanspolitisk sjokk	Finanspolitisk sjokk	Finanspolitisk sjokk
Responsvariabel	BNP	KPI	KKI
År			
1	.029779	.006663	.014673
2	.074736	.064827	.018869
3	.13422	.077768	.022914
4	.155082	.068314	.024927
5	.154391	.059823	.025366
6	.152128	.056029	.025372
7	.152017	.054533	.025389
8	.152359	.053715	.025418

Tabell 8: Forecast Error Variance Decomposition.

Tabellen viser resultatene fra FEVD gjort etter at VAR-modellen er estimert. I tabellen dekomponeres variansen i de øvrige makroøkonomiske variablene etter et finanspolitisk sjokk.

Det finanspolitiske sjokket som responsvariabel

Etter ett år skyldes all variasjonen i det finanspolitiske sjokket variasjon i seg selv. Deretter faller sjokkets forklaring på seg selv til cirka 80 prosent i år to, mens det strukturelle sjokket i BNP forklarer vel 17 prosent av variasjonen. Det resterende av variasjonen i år to forklares av KKI og KPI. Fra år tre og ut stabiliserer tallene seg, der det finanspolitiske sjokket forklarer 64 prosent av variasjonen i seg selv, mens sjokket i BNP først stiger til 30 prosent i år tre og videre til 33 prosent i de øvrige årene. KPI og KKI ligger på henholdsvis 1 og 1,7 prosent fra år tre og utover. Som i analysen av impulsrespons-funksjoner ser vi her at BNP er av betydning for det finanspolitiske sjokket, mens KPI og KKI er av liten betydning for finanspolitikken.

BNP som responsvariabel

Fra tabell 8 ser vi at det finanspolitiske sjokket i liten grad forklarer variasjonen i BNP de første par årene etter at sjokket har inntruffet, men at det deretter får mer å si – etter hvert forklares femten prosent av variasjonen av BNP av det finanspolitiske sjokket og blir liggende på dette nivået for hele perioden. Dette er samsvarende med funnene i IRF-analysen, der vi også fant at et finanspolitisk sjokk hadde en lagget effekt på BNP.

KPI og KKI som responsvariabel

I samsvar med IRF-analysen finner vi at det finanspolitiske sjokket i liten grad fører til endringer i KPI og KKI. På det meste forklarer det finanspolitiske sjokket nesten åtte prosent av variasjonen i KPI etter tre år, mens det finanspolitiske sjokket aldri forklarer mer en vel 2,5 prosent av variasjonen i KKI.

Oppsummering av FEVD

Den klareste koblingen er mellom det finanspolitiske sjokket og BNP. Vi har tidligere argumentert for at automatiske stabilisatorer vil påvirke avviket i den finanspolitiske regelen når faktisk produksjonsgap avviker mye fra estimert produksjonsgap, og at det i mindre grad svares diskresjonært på fluktuasjoner i BNP i løpet av året. Funnene støtter opp om tidligere funn og drøfting om at BNP forklarer de finanspolitiske sjokkene, men også at finanspolitikken er av betydning i forklaringen av variasjonen i BNP. Som i IRF-analysen finner vi at BNP forklarer mer av variasjonen i det finanspolitiske sjokket enn det finanspolitiske sjokket forklarer av BNP, men at effekten av sjokkene er lagget.

Oppsummering av VAR-analysen

I denne delen av oppgaven har vi forsøkt å besvare det tredje forskningsspørsmålet: *I hvilken grad har avvikene (de finanspolitiske sjokkene) påvirket norsk økonomi?*

Fra testen om Granger-kausaltet mellom variablene i VAR-modellen slår vi fast at finanspolitiske sjokk Granger-forårsaker BNP og at BNP Granger-forårsaker finanspolitiske sjokk. Videre finner vi at BNP, KPI og KKI samlet Granger-forårsaker finanspolitiske sjokk, men at nullhypotesen om at KPI og KKI alene ikke Granger-forårsaker finanspolitiske sjokk ikke kan forkastes. Funnene i analysen av impulsrespons-funksjoner er i stor grad i tråd med testene for Granger-kausaltet. Her finner vi at finanspolitiske sjokk og BNP har en signifikant effekt på hverandre, der ekspansiv finanspolitikk fører til økt produksjon, men at effekten av finanspolitikken er lagget. Videre finner vi at finanspolitikken responderer signifikant kontraktivt på et positivt sjokk i BNP, men at også denne effekten er lagget. Vi kan ikke besvare hvorvidt det er automatiske stabilisatorer eller diskresjonære tiltak som virker mest, men vi argumenterer for at automatiske stabilisatorer trolig er den viktigste årsaken selv om også diskresjonære tiltak spiller en rolle. Funnet kan knyttes til varians dekomponeringen, som viser at BNP forklarer rundt 30 prosent av variasjonen i finanspolitikken, og at BNP forklarer mer av variansen i finanspolitiske sjokk enn motsatt.

10. Svakheter

I denne masteravhandlingen har vi estimert en finanspolitisk regel som passer norsk økonomi og finanspolitikk i perioden 1980-2018. Denne perioden dekker år med ulike regjeringer, forskjellige retningslinjer for bruk av oljepenger og både høy- og lavkonjunkturer. Følgelig byr dette på utfordringer når det skal utarbeides en mer en generell regel.

Svakheter rundt estimering av regelen

Den første svakheten vi vil peke på er knyttet til det regjeringsspesifikke avviket. Dette er beregnet som et gjennomsnitt over hele regjeringsperioden, og tar dermed ikke hensyn til at det kan være variasjoner innenfor regjeringsperioden. I henhold til politisk økonomisk teori i kapittel 4.3, vil det være en tendens til strategiske budsjettunderskudd i forkant av valg dersom det politiske landskapet er preget av sterke motsetninger. Dersom det faktisk foreligger en slik skjevhet i perioden vi har undersøkt, blir ikke dette særlig godt uttrykt gjennom våre gjennomsnittlige regjeringsspesifikke avvik.

Fra tidligere forskning vet vi at effekten av en ekstra krone i skatteuttak ikke har den samme effekten som en ekstra krone i offentlige utgifter på økonomien (NOU2015:9, 2015). Regelen vi har konstruert ser (grovt sett) på nettoen av disse to, og følgelig vil effekten av et finanspolitisk sjokk fra vår regel kunne variere ut ifra om sjokket i større grad skyldes endringer i skatter eller endringer i offentlige utgifter.

En annen svakhet ved den finanspolitiske regelen er at vi har to ulike tilnærminger til den strukturelle komponenten, hvor perioden før handlingsregelen har en estimert koeffisient, mens perioden etter har en koeffisient basert på handlingsregelen. Dermed kan det være at sjokkene mellom disse periodene ikke blir fullt sammenlignbare. Det optimale ville vært å ha samme regel for hele perioden, men dette blir vanskelig når bruken av oljeinntektene har endret seg såpass mye.

Hva gjelder koeffisienten for aktivitetskorreksjoner er det en svakhet at denne er estimert for hele perioden. Mellom 1980 og 2018 har det vært store konjunktursvingninger, samt endring i pengepolitisk regime fra fastkurs til inflasjonsmål. At koeffisienten for aktivitetskorreksjoner skal være den samme for hele perioden er gjerne ikke det beste estimatet, noe som gjenspeiles i en ikke-signifikant p-verdi på 0,075. Se kapittel 8.5 for en mer utfyllende diskusjon rundt beregning av denne koeffisienten.

Svakheter ved VAR-modellen og identifisering av sjokkene

Det forventede produksjonsgapet er basert på historiske tall og prediksjoner for fastlands-BNP ved fremleggelsen av nasjonalbudsjettet i oktober. Ved å anvende tall fra det første budsjettet som fremlegges er det store muligheter for at produksjonsgapet som estimeres for budsjettåret er forskjellig fra hvordan konjunktoren faktisk vil se ut. På den måten vil det finanspolitiske sjokket, u_t , få en syklisk komponent i seg gjennom automatiske stabilisatorer. Det at konjunktursituasjonen påvirker det finanspolitiske sjokket utgjør en svakhet ved vår rangering av sjokket over BNP i VAR-modellen.

Videre kan man sette spørsmålsteget ved om den diskresjonære finanspolitiske reaksjonen virkelig er på flere måneder. For å møte en slik kritikk argumenterer vi for at det vil være spesielt tregt i Norge som følge av at den utøvende makt som regel har vært mindretallsregjeringer. Også rekkefølgen til de øvrige variablene i Cholesky dekomponeringen er basert på våre antakelser om årsaksforholdet mellom variablene. Det at det arbeides med årlige data skaper utfordringer her, da variablene gjerne kan påvirke hverandre innenfor en ramme på ett år. Dermed er rangeringen ut ifra eksogenitet mindre tydelig enn den ville vært ved månedlige eller kvartalsvise data.

Et mulig tiltak for å redusere graden av automatiske stabilisatorer i u_t , samt styrke argumentet for å rangere u_t øverst i VAR-modellen, er å bruke tall fra revidert nasjonalbudsjett i stedet for nasjonalbudsjettet fra oktober. Ved å bruke revidert nasjonalbudsjett vil prediksjonen av produksjonsgapet for de resterende månedene av budsjettåret være nærmere det som faktisk skjer, slik at u_t i mindre grad vil være preget av automatiske stabilisatorer. Videre er tidsperioden mellom revidert nasjonalbudsjett og budsjettårets slutt såpass kort, noe som ytterligere vil styrke argumentet med at tregheter i det politiske arbeidet vil hindre diskresjonær finanspolitisk respons i budsjettåret.

I VAR-modellen har vi kun tre variabler i tillegg til det finanspolitiske sjokket, noe som skyldes en begrenset utvalgsstørrelse og «The Curse of Dimensionality» (Basu & Michailidis, 2013). På grunn av dette er det fare for at antallet variabler er redusert så mye at det resulterer i skjevheter som følge av at en har utelatt en eller flere viktige variabler fra modellen. Både det å ta med for få og for mange variabler vil resultere i dårligere estimater og dårlig prediksjonsevne. Dette kan løses ved å estimere en «grunnmodell» av VAR med de viktigste makroøkonomiske variablene og deretter legge til eller rotere andre variabler som er av

interesse, eller gjøre Bayesian Analysis. For mer om Bayesian Analysis vises det til Koop og Korobilis (2010).

Ut ifra resultatene fra impulsfunksjonene kan man reise spørsmål rundt hva som egentlig fanges opp, ettersom det er flere av sjokkene som går feil vei i forhold til hva man forventer. Et finanspolitisk sjokk leder til depresiering av valutakursen i stedet for en forventet appresiering, på samme måte som inflasjonsraten synker i stedet for en forventet økning. Dette kan tyde på at det er forhold som ikke fanges opp av den finanspolitiske regelen. Det er muligens ikke bare etterspørselssjokk vi fanger, men kanskje også til en viss grad tilbudssidesjokk.

Til slutt vil vi peke på en svakhet ved at vi ikke har inkludert pengepolitikk eller pengepolitiske sjokk i VAR-modellen. I etterkant av innføring av inflasjonsmålet er det mye som tyder på at pengepolitikken har overtatt mye av finanspolitikkenes ansvar for å stabilisere økonomien. Til tross for at det er for omfattende for denne masteroppgaven, ville det vært interessant å estimere pengepolitiske sjokk og inkludert disse i VAR-modellen. På den måten kunne man ha undersøkt hva som forklares av de pengepolitiske sjokk og hva som forklares av våre finanspolitiske sjokk.

10.2 Videre forskning

En mulighet for å møte svakhetene nevnt ovenfor er å estimere finanspolitiske sjokk på en mer nøyaktig måte. I den sammenheng kan videre forskning rundt finanspolitiske sjokk i Norge ta utgangspunkt i artikkelen «The Macroeconomic Effects of Tax Changes: Estimates Based on a New Measure of Fiscal Shocks» av Romer og Romer (2010). I dette arbeidet bruker Romer og Romer en narrativ tilnærming for å estimere finanspolitiske sjokk. Dette innebærer at de går manuelt gjennom en stor mengde av budsjett dokumenter, offentlige høringer og presidenttaler for å skille hvilke skattendringene som er foretatt på bakgrunn av økonomiske årsaksforhold, og hvilke skattendringer som ikke kan forklares ut i fra økonomiske hendelser, og dermed utgjør uforklarte finanspolitiske endringer – eksogene sjokk. En forklaring på de finanspolitiske sjokkene er at man rett og slett endrer pengebruken ut i fra politisk ideologi, og er dermed ikke svarer på andre økonomiske variabler i nåtiden.

11. Konklusjon

I denne masteravhandlingen har vi estimert en finanspolitisk regel for Norge basert på norsk økonomi og finanspolitikk i perioden 1980-2018. På bakgrunn av denne har vi beregnet et årlig avvik (sjokk) som vi bruker til å studere finanspolitikken og dens effekt på fastlands-BNP, inflasjon og valutakurs. Videre presenteres de sentrale funnene knyttet til hvert forskningsspørsmål.

Det første forskningsspørsmålet går ut på at vi skal estimere en finanspolitisk regel for Norge i perioden 1980-2018. Vi kommer fram til følgende regel, der alle ledd er som andel av forventet trend-BNP for Fastlands-Norge:

$$\text{realisert oljekorrigert underskudd} = \overbrace{f(\text{forventet produksjonsgap})}^{\text{syklisk komponent}} + \overbrace{\text{forventet oljepengebruk} + \text{regjeringsspesifikt avvik}}^{\text{strukturell komponent}} + \overbrace{u_t}^{\text{sjokk}}$$

For å forklare det realiserede oljekorrigerte underskuddet estimerer vi en syklisk og en strukturell komponent. Den sykliske komponenten viser at det er et lineært forhold mellom aktivitetskorreksjoner og produksjonsgapet, mens den strukturelle komponenten utgjøres av forventet oljepengebruk og et regjeringsspesifikt avvik.

Ved estimeringen av forventet oljepengebruk skiller vi mellom perioden før og etter handlingsregelen, da det er stor forskjell i bruk av oljeinntektene mellom periodene. I perioden før ble oljeinntektene brukt løpende over statsbudsjettet, mens i perioden etter er bruken begrenset av handlingsregelen. Det regjeringsspesifikke avviket fanger opp skjelheter i pengebruken mellom ulike regjeringer. Hovedforklaringen på de regjeringsspesifikke avvikene er at budsjettunderskuddet varierer med svak og sterk politisk styring. I perioden vi undersøker har den utøvende makten i Norge vært preget av mindretallsregjeringer, noe som er forbundet med svakere politisk styring og større budsjettunderskudd.

Det av realisert pengebruk som ikke forklares av regelen definerer vi som et finanspolitisk sjokk, som hovedsakelig vil bestå av avvik fra den strukturelle komponenten, selv om

automatiske stabilisatorer også kan forklare en del i de årene forventet produksjonsgap har avveket mye fra det faktiske produksjonsgapet.

Det andre forskningsspørsmålet går ut på å analysere avvikene mellom statens faktiske pengebruk og den finanspolitiske regelen i 1980-2018. Vi finner et negativt forhold mellom konjunktursyklus og statens pengebruk, hvilket taler for at finanspolitikken, ifølge vår regel, har blitt brukt som stabiliserende virkemiddel. Det negative forholdet er spesielt tydelig i perioden før innføringen av handlingsregelen og inflasjonsstyring i 2001. Dette forklarer vi med at begrensningene på pengebruk fra handlingsregelen har hatt effekt og at Norges Bank i større grad har fått ansvaret for å reagere på konjunktursyklusen. Unntaket fra den negative korrelasjonen mellom produksjonsgap og finanspolitiske sjokk finner vi spesielt i de første par årene av 1980-tallet, da vi opplevde en nedgangskonjunktur samtidig som en hadde negative finanspolitiske sjokk. Dette forklarer vi med at denne perioden var preget av pris- og lønnsstopp. Med tiden har volatiliteten i de finanspolitiske sjokkene blitt mindre. Dette knytter vi til innføringen av handlingsregelen og inflasjonsmålet, samt at Oljefondets verdi har økt betraktelig slik at et uttak på fire prosent blir veldig stort som andel av trend-BNP. Til slutt peker den deskriptive analysen på paradokset med ekspansiv oljepengebruk samtidig som de finanspolitiske sjokkene er små. Dette kan tyde på at handlingsregelen er et dårlig verktøy for å hindre ekspansiv oljepengebruk når oljefondets størrelse vokser mye.

Det siste forskningsspørsmålet søker å besvare hvordan avvikene fra regelen (de finanspolitiske sjokkene) har påvirket norsk økonomi i perioden 1980-2018. Her finner vi at et ekspansivt finanspolitisk sjokk har en signifikant positiv effekt på BNP, men først etter to år. Dette taler for at finanspolitikken har en stimulerende effekt på økonomien. Videre finner vi at et positivt sjokk i BNP fører til en signifikant kontraktiv finanspolitikk i de tre påfølgende årene. Dette vil hovedsakelig dreie seg om automatiske stabilisatorer, men kan også delvis forklares med diskresjonære tiltak. Vi finner også at BNP påvirker finanspolitiske sjokk i større grad enn finanspolitiske sjokk påvirker BNP. Vi analyserer også forholdet mellom finanspolitiske sjokk og inflasjon og valutakurs, men har ingen signifikante funn.

Litteraturliste

- Alesina, A. & Perotti, R. (1999). *Fiscal Institutions and Fiscal Performance* University of Chicago Press. Hentet fra <http://www.nber.org/chapters/c8021>
- Alesina, A. & Tabellini, G. (1990). A Positive Theory of Fiscal Deficits and Government Debt. *The Review of Economic Studies*, 57(3), 403-414. Hentet fra <https://www.jstor.org/stable/2298021>
- Auerbach, A. J. & Gorodnichenko, Y. (2012). Measuring the Output Responses to Fiscal Policy. *American Economic Journal: Economic Policy*, 4(2), 1-27.
- Bank, N. (2019). *Pengepolitisk rapport med vurdering av finansiell stabilitet* (Pengepolitisk rapport). Norges Bank. Hentet fra https://static.norges-bank.no/contentassets/6398d2e8e1644dc58a4a6a8a33656c6e/ppr_1_19.pdf?v=03/21/2019085837&ft=.pdf
- Barro, R. J. (1979). On the Determination of the Public Debt. *Journal of Political Economy*, 87((October)), 940-971.
- Basu, S. & Michailidis, G. (2013). *Estimation in High-dimensional Vector Autoregressive Models* University of Michigan.
- Batini, N., Eyraud, L., Forni, L. & Weber, A. (2014). *Fiscal Multipliers: Size, Determinants, and Use in Macroeconomic Projections*. International Monetary Fund. Hentet fra <https://www.imf.org/external/pubs/ft/tnm/2014/tnm1404.pdf>
- Bjørnland, H. C. & Thorsrud, L. A. (2014). *Applied time series for macroeconomics*. Oslo: Gyldendal Norsk Forlag AS.
- Blanchard, O. & Perotti, R. (2002). An Empirical Characterization of the Dynamic Effects of Changes in Government Spending and Taxes on Output. *The Quarterly Journal of Economics*, 117(4), 1329-1368.
- Breusch, T. S. & Pagan, A. R. (1979). A Simple Test for Heteroscedasticity and Random Coefficient Variation. *Econometrica*, 47(5), 1287-1294.
- Buchanan, J. & Wagner, R. (1977). *Democracy in Deficit*. New York: Academic Press.
- Dickey, D. A. & Fuller, W. A. (1979). Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series With a Unit Root. *Journal of the American Statistical Association*, 74(366), 427-431.
- Durbin, J. & Watson, G. S. (1951). Testing for Serial Correlation in Least Squares Regression. II. *Biometrika*, 38(1), 159-177.

-
- Finansdepartementet. (1986). *Nasjonalbudsjettet 1987 (St.Meld. nr 1)*. Hentet fra <https://www.nb.no/statsmaktene/nb/83de979fe8c73139d8c711a53b056aa3?in dex=1#8>
- Finansdepartementet. (2001). *Retningslinjer for den økonomiske politikken (St. Meld. nr. 29 (2000-2001))*. Hentet fra <https://www.regjeringen.no/contentassets/64c3ac1292b04349b4f8e097dfce6c9c/no/pdfa/stm200020010029000dddpdfa.pdf>
- Finansdepartementet. (2017a). *Nasjonalbudsjettet 2018 (Meld. St. 1 (2017-2018))*. Hentet fra https://www.statsbudsjettet.no/upload/Statsbudsjett_2018/dokumenter/pdf/st m.pdf
- Finansdepartementet. (2017b). *Perspektivmelding 2017 (Meld. St. 29 (2016-2017))*. Hentet fra <https://www.regjeringen.no/contentassets/aefd9d12738d43078cbc647448bbe cal/no/pdfs/stm201620170029000dddpdfs.pdf>
- Finansdepartementet. (2018a, 31.05.2018). Hvor mye oljepenger bruker vi? Hentet 11.04.2018 fra https://www.regjeringen.no/no/tema/okonomi-og-budsjett/norsk_okonomi/bruk-av-oljepenger-/hvor-mye-oljepenger-bru ker-vi/id450461/
- Finansdepartementet. (2018b). *Ny saldering av statsbudsjettet 2018 (Prop. 33 S (2018-2019))*. Hentet fra <https://www.regjeringen.no/contentassets/a2eb2ba8e86c407ab9aa58e222785e 5e/no/pdfs/prp201820190033000dddpdfs.pdf>
- Frøyland, E. & Nymoen, R. (2000). Produksjonsgapet i norsk økonomi - ulike metoder, samme svar? *Penger og Kreditt*, 28(1), 22-28. Hentet fra <http://hdl.handle.net/11250/2480464>
- Gjedrem, S. (2018). *Forelesning i Long Term Macroeconomic Analysis: Fiscal policy: aspects of the Norwegian model*. N. H. (NHH).
- Granger, C. W. J. (1969). Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-spectral Methods. *Econometrica*, 37(3), 424-438.
- Grytten, O. H. & Hunnes, A. (2016). *Krakk og kriser i historisk perspektiv*. Oslo: CAPPELEN DAMM AS.
- Hodne, F. & Grytten, H. O. (2002). *Norsk økonomi i de 20 århundret*. Oslo: Fagbokforlaget Vigmostad & Bjørke AS.
- Hodrick, R. J. & Prescott, E. C. (1997). Postwar U.S. Business Cycles: An Empirical Investigation. *Journal of Money, Credit and Banking*, 29(1), 1-16.
- Holden, S. (2004). AS-AD -modellen. Hentet fra <https://folk.uio.no/sholden/E2310/ECON2310-AS-AD-aug-03.pdf>
- IMF. (2018). *How to Select Fiscal Rules: A Primer*. Hentet fra <https://www.imf.org/en/Publications/Fiscal-Affairs-Department-How-To-Notes/Issues/2018/03/15/How-to-Select-Fiscal-Rules-A-Primer-45552>

-
- Jones, C. I. (2014). *Macroeconomics* (3. utg.). USA: W.W. Norton & Company.
- Kleppe, P. (1999). *Solidaritetsalternativet – fortid og framtid*. Hentet fra <https://www.fafo.no/images/pub/1999/279.pdf>
- Koop, G. & Korobilis, D. (2010). Bayesian Multivariate Time Series Methods for Empirical Macroeconomics. *Foundations and Trends in Econometrics*, 3(4), 267-358.
- Lütkepohl, H. (2005). *New Introduction to Multiple Time Series Analysis*. Berlin: Springer.
- Norman, V. D. & Orvedal, L. (2012). *En liten, åpen økonomi* (2. utg.). Oslo: Gyldendal Norsk Forlag AS.
- NOU2015:9. (2015). *Finanspolitikk i en oljeøkonomi*. Hentet fra <https://www.regjeringen.no/contentassets/ba20a11b21e4468981fecf4ecbe2418c/no/pdfs/nou201520150009000dddpdfs.pdf>
- NOU2016:20. (2016). *Aksjeandel i Statens pensjonsfond utland*. Hentet fra <https://www.regjeringen.no/contentassets/824f6a1a396d438891eb867494824aca/no/pdfs/nou201620160020000dddpdfs.pdf>
- Olsen, Ø. & Tveit, Y. (2002). *Statens petroleumsfond – et redskap for langsiktig forvaltning av oljeformuen, i Hva gjør oljeinntektene med oss?* J.W. Cappelens forlag.
- Romer, D. (2012). *Advanced Macroeconomics, 4th edition*. University of California, Berkley: McGraw-Hill.
- Romer, D. & Romer, C. (2010). The Macroeconomic Effects of Tax Changes: Estimates Based on a New Measure of Fiscal Shocks. *American Economic Review*, 100(3), 763–801. Hentet fra <http://www.aeaweb.org/articles.php?doi=10.1257/aer.100.3.763>
- Schaechter, A., Kinda, T., Budina, N. & Weber, A. (2012). Fiscal Rules in Response to the Crisis—Toward the “Next-Generation” Rules. A New Dataset *IMF Working Paper*, 12(187). Hentet fra <https://www.imf.org/external/pubs/ft/wp/2012/wp12187.pdf>
- Sims, C. A. (1980). Macroeconomics and Reality. *Econometrica*, 48(1), 1-48.
- SSB. (2018). *Konjunkturtendensene 2018/4*. Statistisk Sentralbyrå. Hentet fra <https://www.ssb.no/nasjonaltregnskap-og-konjunkturer/artikler-og-publikasjoner/attachment/370972?ts=167a2794db0>
- Stock, J. H. & Watson, M. W. (2001). Vector Autoregressions. *Journal of Economic Perspectives*, 15(4), 101-115.
- Stortinget. (2018). *Veien fram mot et statsbudsjett*. Hentet fra <https://www.stortinget.no/no/Stortinget-og-demokratiet/stortinget-undervisning/videregaende-skole/veien-fram-mot-et-statsbudsjett/>

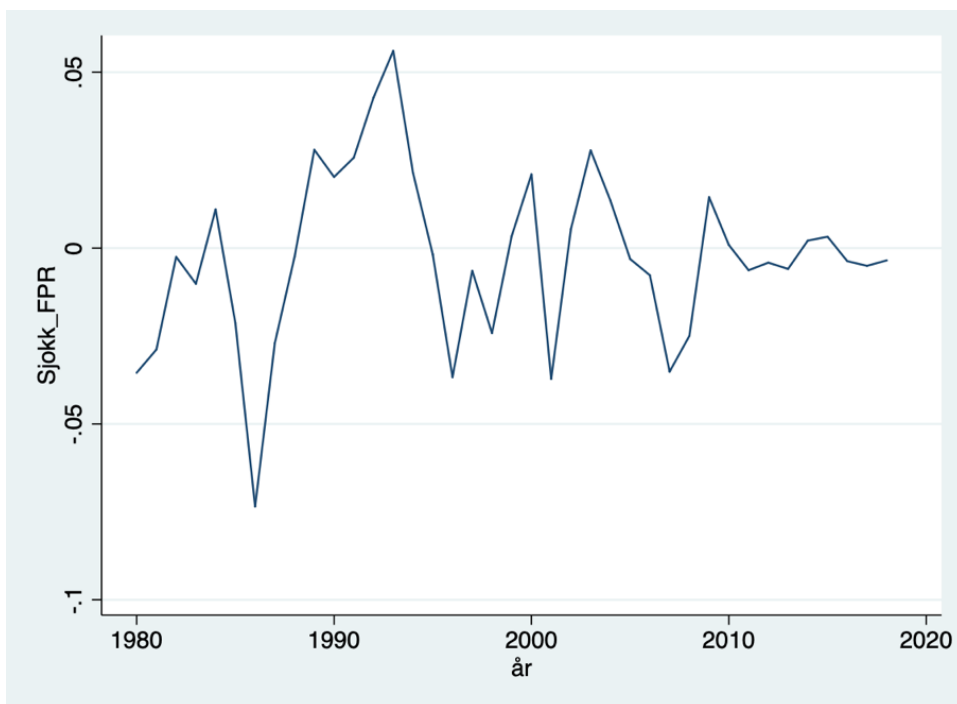
-
- Sturød, M. & Hagelund, K. (2012). *Nærmere om Norges Banks anslag på produksjonsgapet* (Staff Memo). Norges Bank. Hentet fra https://static.norges-bank.no/globalassets/upload/publikasjoner/staff-memo/2012/staff_memo_1207.pdf?v=03/09/2017122445&ft=.pdf
- Taylor, J. B. (2000). Reassessing Discretionary Fiscal Policy. *Journal of Economic Perspectives*, 14(3), 21-36.
- White, H. (1980). A Heteroskedasticity-Consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroskedasticity. *Econometrica*, 48(4), 817-838.
- Wooldridge, J. M. (2012). *Introductory Econometrics* (5. utg.). Mason, OH, USA: CENGAGE Learning Custom Publishing.
- Aasdalen, H. B., Dyvi, Y., Harildstad, A., Mathis, P., Kongsrud & Sletten, P. (2011). *Finansdepartementets beregning av strukturell, oljekorrigert budsjettbalanse* Hentet fra https://www.regjeringen.no/contentassets/013d289b0e80446c940ba445f822f589/arbeidsnotat_strukturellbudsjettbalanse.pdf
- Aastveit, K. A., Furlanetto, F. & Ravazzolo, F. (2013). On the importance of foreign factors for the Norwegian economy. *Economic commentaries*, (3). Hentet fra https://www.norges-bank.no/contentassets/776a76abeac541518f7ab36fc0493ce7/economic-commentaries_2013_3.pdf

Appendiks

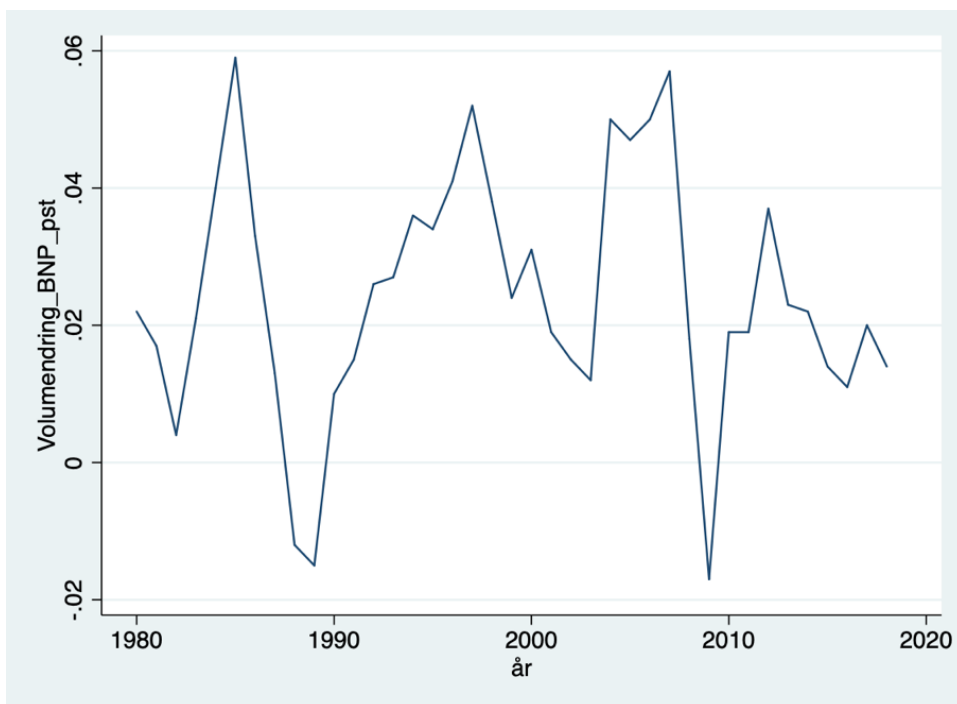
A. Data og variabler

#	Variabelnavn	Beskrivelse	Tr.	Kilde
1	Volumendring_BNP_pst	Prosentvis årlig endring i fastlands-BNP, løpende priser	-	Statistisk Sentralbyrå
2	LN_KKI_DIFF	Prosentvis årlig endring beregnet fra konkurransekursindeksen, en vektet valutakursindeks av Norges 25 viktigste handelspartnere. Høyere verdi betyr depresierende krone (1990 = 100)	log-diff	Norges Bank
3	ln_prisindeks_diff	Årlig inflasjon beregnet fra konsumprisindeksen (2015 = 100)	log-diff	Statistisk Sentralbyrå
4	Aktivkorr	Aktivitetskorreksjoner i budsjettåret som andel av estimert trend-BNP. Trend-BNP er estimert ved HP-filtrering.	-	Statsregnskapet
5	Eoutputgap	Forventet produksjonsgap i budsjettåret som andel av estimert trend-BNP. BNP er hentet fra nasjonalbudsjettene, samt at tidsserien er forlenget med tall fra perspektivmeldingene for å redusere endepunksproblemet i HP-filtreringen.	-	Nasjonalbudsjett og perspektivmeldinger

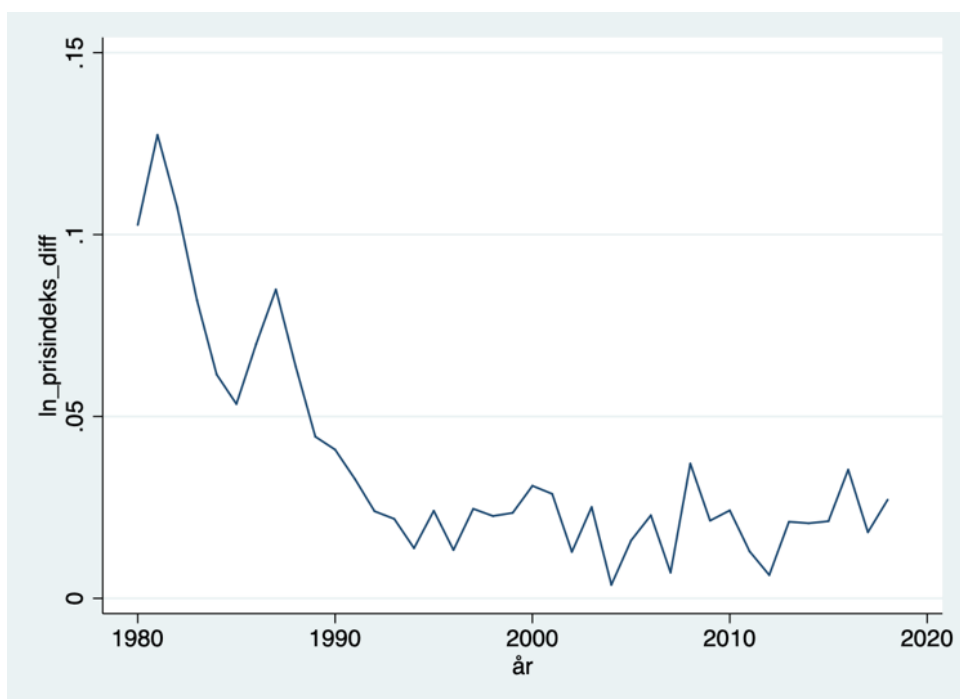
Finanspolitiske sjokk, positive sjokk betyr ekspansiv finanspolitikk



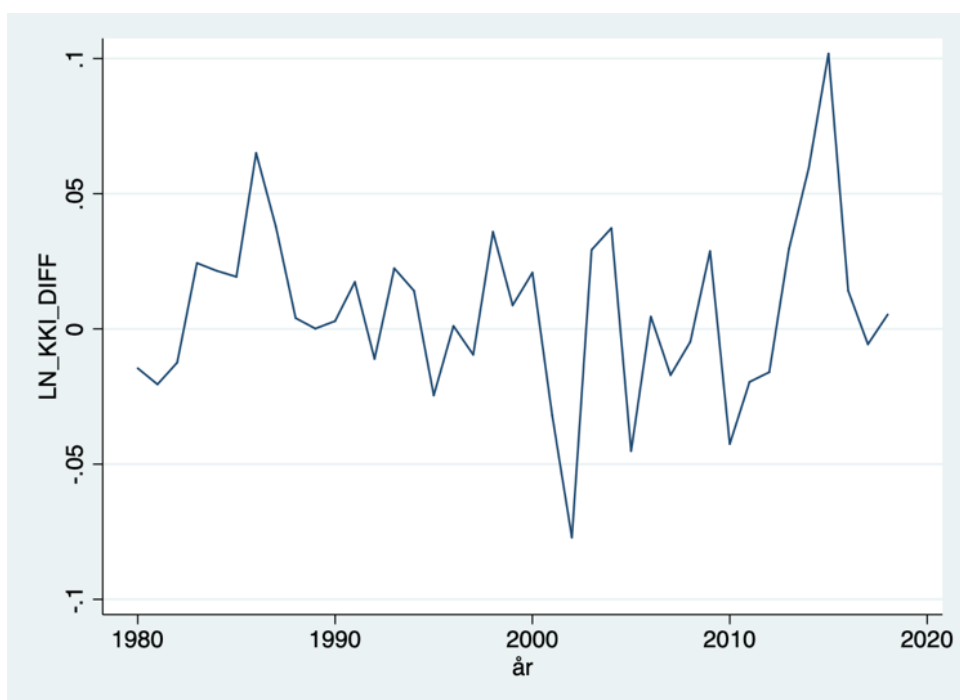
Volumendring BNP



Inflasjon (log-diff KPI)



Konkurrensekursindeksen (log-diff), positiv endring betyr at kronen depresierer



B. Forutsetninger for OLS

Under følger en presentasjon av de seks Gauss-Markov forutsetningene som legges til grunn for å estimere OLS-estimerer som er *BLUE*⁷ med tidsseriedata (Wooldridge, 2012).

Lineære parametre

Forutsetningen sier at det skal være et lineært forhold mellom den avhengige og den/de uavhengige variablene i modellen. Forholdet kan undersøkes ved å plote den uavhengige variabelen som funksjon av den avhengige variabelen. Dersom det ikke foreligger et lineært forhold mellom parameterne vil den estimerte betakoeffisienten til den uavhengige variabelen være misvisende for den virkelige sammenhengen mellom variablene, da tolkningen av denne fra en OLS er lineær.

Forutsetningen er ikke veldig streng, da eventuelle ikke-lineariteter kan løses ved å log-transformere enten en av eller begge variablene. Dette vil føre til at tolkningen av det estimerte forholdet mellom variablene forandres.

Ikke-perfekt kollinearitet mellom forklaringsvariablene/uavhengige variabler

Når en av de uavhengige variablene i sin helhet kan forklares av de andre uavhengige variablene i modellen har vi perfekt multikollinearitet. I en regresjon mellom to variabler som begge er uavhengige variabler i en annen OLS-modell, vil perfekt kollinearitet mellom dem gi R^2 og justert R^2 lik 1. Av formelen for den estimerte betakoeffisientens standardavvik vil man se at når R^2 går mot 1 vil standardavviket gå mot uendelig i størrelsen, og for $R^2 = 1$ vil standardavviket være udefinert⁸. Dermed vil estimering av standardavvik, t-tester og konfidensintervall ikke la seg gjøre.

⁷ Når forutsetningene holder gir OLS *the Best Linear Unbiased Estimator*. For utdypende forklaring vises det til Wooldridge (2012).

⁸ I en regresjon mellom to uavhengige variabler er standardfeil $(\hat{\beta}_j) = \frac{\hat{\sigma}^2}{\sqrt{SST_j(1-R_j^2)}}$, $j = 0, 1, 2, \dots, k$. Vi ser at standardfeilen blåses opp når $R_j^2 \rightarrow 1$, og at standardfeilen blir udefinert for $R_j^2 = 1$ (perfekt multikollinearitet).

Ved perfekt multikollinearitet vil endringen i en av de uavhengige variablene i sin helhet kunne forklares av en endring i en annen forklaringsvariabel, og følgelig vil en *ceteris paribus* tolkning av koeffisientene ikke lenger la seg gjøre.

Man kan teste for multikollinearitet med Variance Inflation Factor (VIF)⁹. Dersom perfekt multikollinearitet påvises er en mulig løsning å utelate en av de uavhengige variablene.

Betinget populasjonsgjennomsnitt lik null

Formelt kan dette uttrykkes som $E(u_t|\mathbf{X}) = 0$ for $t = 0, \dots, T$, der \mathbf{X} er alle forklaringsvariabler i alle perioder. Dermed skal feilleddet på hvert tidspunkt t være ukorrelet med hver observasjon av forklaringsvariablene fra samtlige perioder. I så tilfelle er de uavhengige variablene strengt eksogen. Når feilleddet korrelerer med en forklaringsvariabel har vi et endogenitetsproblem, og vi sier at forklaringsvariabelen er endogen. Årsakene til endogenitetsproblemet kan være at en har utelatt uavhengige variabler fra modellen som burde vært med, en har spesifisert modellen på feil funksjonell form, en har målefeil, eller at den uavhengige og avhengige variabelen bestemmes samtidig. Sistnevnte årsak har vi unngått ved å bygge en dynamisk modell.

Når denne forutsetningen, samt de to foregående holder, er OLS estimatorene forventningsrette.

Homoskedastisitet (i feilleddet)

Forutsetningen om homoskedastisitet i feilleddet innebærer at feilleddets varians skal være konstant for alle observasjoner (for alle t). Det motsatte av homoskedastisitet er heteroskedastisitet, altså at variansen i feilleddet varierer med observasjonene. Det kan vises at OLS-estimatorene fortsatt er forventningsrett og «consistent» ved heteroskedastisitet, men at standardavvikene og medhørende testobservatorer er ikke lenger gyldige. Følgelig vil man ikke kunne gjøre inferens ved heteroskedastisitet.

Vi tester for homoskedastisitet ved å gjennomføre en Breusch-Pagan¹⁰ test eller Whites test¹¹.

⁹ (Wooldridge, 2012)

¹⁰ (Breusch & Pagan, 1979)

¹¹ (White, 1980)

Autokorrelasjon

Korrelasjon $(u_t, u_s) = 0$, for alle $t \neq s$.

Autokorrelasjon innebærer at feilleddene ut for ulike perioder er avhengige av hverandre, det vil si at feilleddet ved tidspunkt t påvirker feilleddet i observasjon $t + j$. Dette er ikke utypisk for tidsseriedata. Ved autokorrelasjon vil en fortsatt ha forventningsrette estimater for betakoeffisientene, men standardfeilene vil være underestimerte og følgelig vil t-testene være overestimerte.

En vanlig måte å undersøke om en har autokorrelasjon er å først plote residualene som funksjon av tid, samt som funksjon av laggede verdier av seg selv. Ved autokorrelasjon vil grafen vise systematiske trender. Vi tester for autokorrelasjon ved Durbin-Watson test for autokorrelasjon¹².

Normalfordelte feilledd

For å kunne gjøre statistisk inferens er det nødvendig å kjenne fordelingen til de estimerte betakoeffisientene. Under forutsetningene 1-5 kan vi estimere forventningsrette og effektive betakoeffisienter, men disse kan ta hvilken som helst form. Den siste av Gauss-Markov forutsetningene sier feilleddet er normalfordelt, og som følge av dette kan vi gjøre t-tester for hvor den virkelige betakoeffisienten ligger i forhold til vår estimerte betakoeffisient.

$$u \sim N(0, \sigma^2)$$

¹² (Durbin & Watson, 1951)

C. Tester av forutsetninger

Tester forutsetningene for OLS for konstanten f

Utskrift av Dickey-Fuller-tester for enhetsrot for variablene «Eoutputgap» og «Aktivkorr»

«Eoutputgap»:

Dickey-Fuller test for unit root		Number of obs = 38		
Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller			
	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value	
Z(t)	-4.672	-2.639	-1.950	-1.605

«Aktivkorr»:

Dickey-Fuller test for unit root		Number of obs = 38		
Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller			
	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value	
Z(t)	-2.151	-2.639	-1.950	-1.605

Utskrift av Durbins alternative test for autokorrelasjon

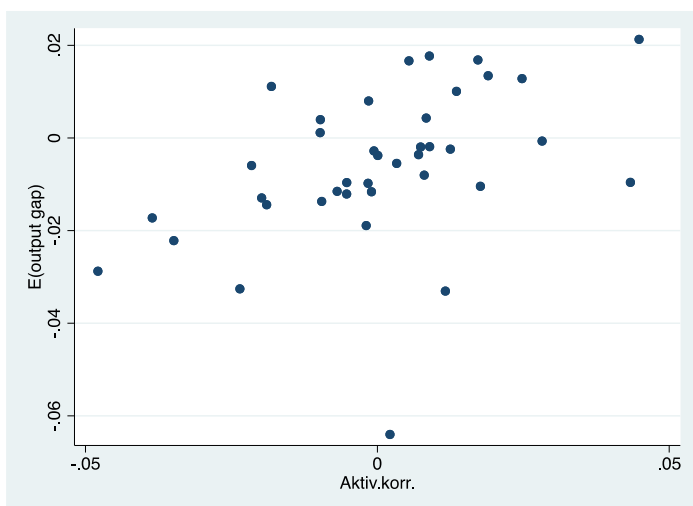
Durbin's alternative test for autocorrelation			
lags(ρ)	F	df	Prob > F
1	33.713	(1, 36)	0.0000

H0: no serial correlation

Utskrift av Jarque-Bera-testen for normalfordelte feilledd

Skewness/Kurtosis tests for Normality					
Variable	Obs	Pr(Skewness)	Pr(Kurtosis)	adj chi2(2)	Prob>chi2
res1	39	0.5390	0.4828	0.91	0.6342

Scatterplott – test av linearitet mellom Eoutputgap og Aktivkorr



Bestemmer antall lags

```
. varsoc Sjokk_FPR Volumdring_BNP_pst ln_prisindeks_diff LN_KKI_DIFF
```

Selection-order criteria

Sample: 1984 - 2018 Number of obs = 35

lag	LL	LR	df	p	FPE	AIC	HQIC	SBIC
0	337.551				6.2e-14	-19.0601	-18.9987	-18.8823
1	379.355	83.608	16	0.000	1.4e-14	-20.5346	-20.2278*	-19.6458*
2	397.459	36.208	16	0.003	1.3e-14	-20.6548	-20.1025	-19.055
3	416.42	37.923	16	0.002	1.2e-14*	-20.824*	-20.0263	-18.5132
4	430.053	27.265*	16	0.039	1.7e-14	-20.6887	-19.6456	-17.6669

Endogenous: Sjokk_FPR Volumdring_BNP_pst ln_prisindeks_diff LN_KKI_DIFF

Exogenous: _cons

Tester for normalfordelte residualer

```
. varnorm
```

Jarque-Bera test

Equation	chi2	df	Prob > chi2
Sjokk_FPR	0.329	2	0.84811
Volumdring_BNP_pst	0.333	2	0.84660
ln_prisindeks_diff	2.317	2	0.31397
LN_KKI_DIFF	0.330	2	0.84805
ALL	3.309	8	0.91349

Skewness test

Equation	Skewness	chi2	df	Prob > chi2
Sjokk_FPR	-.20568	0.268	1	0.60473
Volumdring_BNP_pst	.17739	0.199	1	0.65529
ln_prisindeks_diff	.48173	1.470	1	0.22539
LN_KKI_DIFF	.05535	0.019	1	0.88922
ALL		1.956	4	0.74379

Kurtosis test

Equation	Kurtosis	chi2	df	Prob > chi2
Sjokk_FPR	3.1972	0.062	1	0.80405
Volumdring_BNP_pst	2.7094	0.134	1	0.71458
ln_prisindeks_diff	3.7315	0.847	1	0.35735
LN_KKI_DIFF	3.4427	0.310	1	0.57753
ALL		1.353	4	0.85237

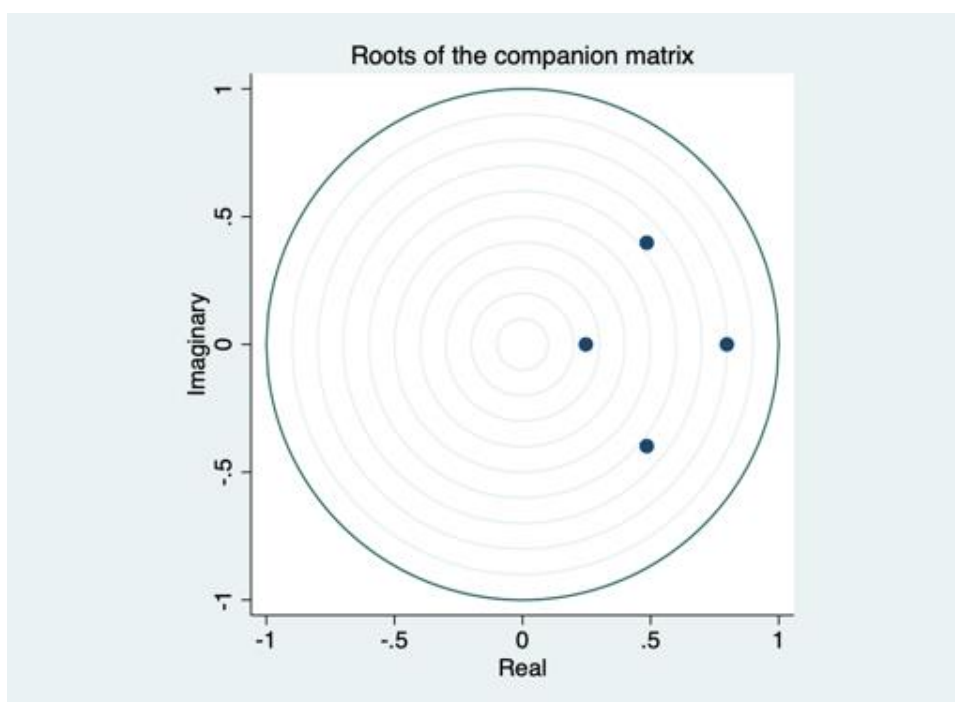
Tester om modellen er stabil

```
. varstable
```

Eigenvalue stability condition

Eigenvalue	Modulus
.797548	.797548
.4849525 + .3979457i	.627327
.4849525 - .3979457i	.627327
.2470431	.247043

All the eigenvalues lie inside the unit circle.
VAR satisfies stability condition.



Tester for autokorrelasjon

```
. varlmar
```

Lagrange-multiplier test

lag	chi2	df	Prob > chi2
1	19.6955	16	0.23425
2	16.7615	16	0.40119

H0: no autocorrelation at lag order

Utskrift av VAR-modellen

	(1)
	Sjokk_FPR
<hr/>	
Sjokk_FPR	
L.Sjokk_FPR	0.272*
	(2.04)
L.Volumendring_BNP_pst	-0.725***
	(-4.02)
L.ln_prisindeks_diff	-0.153
	(-1.36)
L.LN_KKI_DIFF	-0.0700
	(-0.79)
_cons	0.0227**
	(2.99)
<hr/>	
Volumendring_BNP_pst	
L.Sjokk_FPR	0.303**
	(3.04)
L.Volumendring_BNP_pst	0.668***
	(4.98)

L.ln_prisindeks_diff	0.00116
	(0.01)
L.LN_KKI_DIFF	-0.00524
	(-0.08)
_cons	0.00877
	(1.55)

ln_prisindeks_diff	
L.Sjokk_FPR	-0.151
	(-1.74)
L.Volumendring_BNP_pst	0.209
	(1.79)
L.ln_prisindeks_diff	0.817***
	(11.18)
L.LN_KKI_DIFF	0.0377
	(0.66)
_cons	-0.00103
	(-0.21)

LN_KKI_DIFF	
L.Sjokk_FPR	0.126
	(0.54)

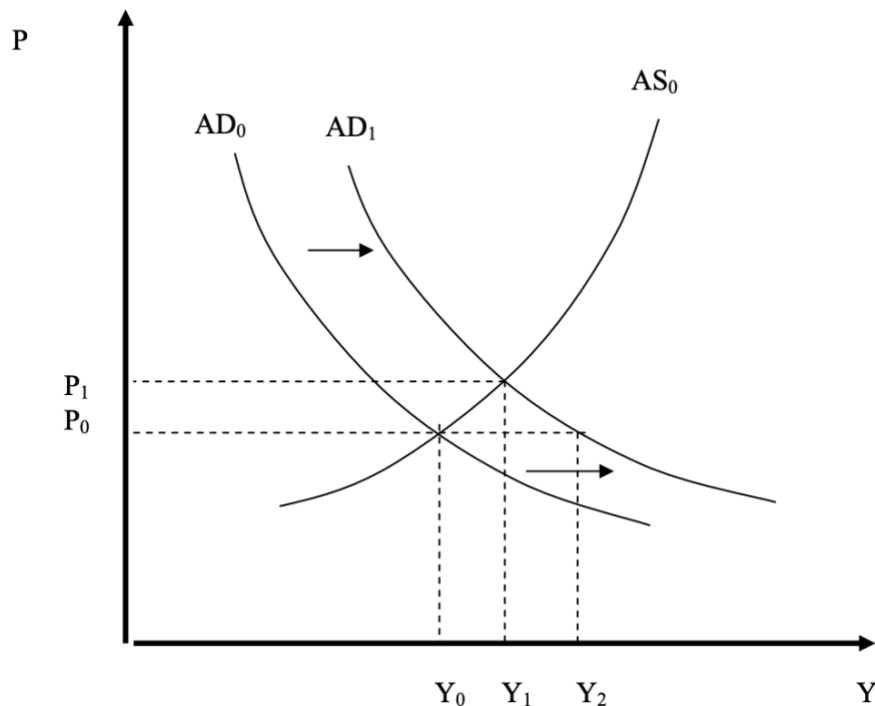
L.Volumendring_BNP_pst	0.322 (1.03)
L.ln_prisindeks_diff	0.132 (0.68)
L.LN_KKI_DIFF	0.258 (1.68)
_cons	-0.00709 (-0.54)

<i>N</i>	38
----------	----

t statistics in parentheses

* $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$

D. Virkning av finanspolitisk sjokk på priser og BNP i en AS-AD- modell



AS-AD-modell hvor tidsperspektivet er kortsiktig og priser er fleksible, men hvor forventet pris er eksogen

Kilde (Holden, 2004)

Figuren ovenfor viser hvordan et positivt finanspolitisk sjokk flytter aggregert etterspørsel utover, som i sin tur leder til økt produksjon Y_1 og pris P_1 . Økningen i pris skyldes at når produksjonen går opp så vil sysselsettingen gå opp og arbeidsledighetene vil synke. Dette vil føre til økte lønninger med sikte på økt reallønn, og økte lønninger vil lede til høyere prisnivå. Dersom lønninger og priser er stive (slik som i enkle Keynesianske modeller) vil produksjonen øke mer, til Y_2 (Holden, 2004).

Denne modellen tar ikke hensyn til pengepolitikken, hvor Norges Bank vil endre styringsrenten for å redusere sjokkets effekt på inflasjon og produksjon.