

De realøkonomiske effekter af finanspolitikken i Danmark

SPECIALE 10. SEMESTER

CAND.OECON

KATRINE GRAVERGAARD

VEJLEDER: MIKAEL RANDRUP BYRIALSEN

AALBORG UNIVERSITET

3. JUNI 2022



Aalborg University Business School

Fibigerstræde 2
DK-9220 Aalborg
www.business.aau.dk

Titel:

De realøkonomiske effekter af finanspolitikken i Danmark

Semester:

10. Semester

ECTS:

30 ECTS-Point

Vejleder:

Mikael Randrup Byrialsen

Udarbejdet af:

Katrine Gravergaard (20201939)

Afleveringsdato: 3. Juni 2022

Antal normalsider: 55

Antal sider: 84

Abstract

The purpose of the thesis is to estimate the effects of fiscal policy in Denmark and to understand how the corona crisis has affected the effects of fiscal policy. The theory of expansionary fiscal policy is that an increase in government spending will increase GDP through an increase in employment and private consumption. The effect of an expansionary fiscal policy can be estimated through a SVAR model whereas the dynamic effects throughout time can be estimated through impulse response functions from the SVAR model. By using a shock to the government spending for the period of 1991–2019 and 1991–2021 will the difference between the two results show how the dynamic effects of fiscal policy have been during the corona crisis. The empirical results from the period 1991–2019 show that a shock to the government spending has a positive impact on GDP and employment, whereas private consumption is affected negatively. This indicates that the Danish consumers react in a Ricardian equivalence. These effects are however mostly not significant, only for government spending throughout the whole period and for one quarter for GDP and private consumption. The impact multiplier is 0,3 whereas the one-year multiplier is 0,1. This shows therefore that the effect of an expansionary fiscal policy is short-lived. The empirical results from the period 1991–2021 show however that private consumption is affected positively, and GDP is more persistent. In these results government spending is still significant, but now private consumption and employment have a little longer period of significant estimates. Furthermore, the impact multiplier and the one-year multiplier are both 0,4. Therefore, the effect of fiscal policy has somewhat changed during the corona crisis, especially for private consumption and how persistent the expansionary fiscal policy is.

Indholdsfortegnelse

Abstract	iii
Figuroversigt	vi
Tabeloversigt	vii
Kapitel 1 Indledning	1
1.1 Problemformulering	2
1.2 Afgrænsning	2
1.3 Specialets opbygning	5
Kapitel 2 Teoretisk og empirisk fundament	7
2.1 Den realøkonomiske cyklus	7
2.2 Finanspolitik	8
2.2.1 Potentielle konsekvenser af en ekspansiv finanspolitik	9
2.2.2 Ekspansiv finanspolitiske multiplikatorer	11
2.3 Empiriske studier	13
2.4 Delkonklusion	16
Kapitel 3 Økonometrisk metode	19
3.1 Hodrick–Prescott filter	19
3.2 Auto- og krydskorrelation	20
3.3 Vector Autoregression Model	20
3.3.1 Den reducerede VAR	21
3.3.2 Den strukturelle VAR	22
3.3.3 Identifikation af den strukturelle VAR	22
3.3.4 Impulse response functions	24
3.3.5 Modelspecifikationer	25
3.4 Estimering af finanspolitisk multiplikator	28
Kapitel 4 Metodiske fundament	29
4.1 Datagrundlag	29
Kapitel 5 Den realøkonomiske cyklus	31
5.1 Den realøkonomiske cyklus i Danmark	31
5.2 Sammenhæng mellem cykliske udsving i BNP og andre centrale økonomiske variable	32
5.2.1 Auto- og krydskorrelation	38
5.3 Delkonklusion	40

Kapitel 6 Realøkonomisk effekt af finanspolitikken i Danmark	41
6.1 Hypotese	41
6.2 Modelspecifikation	41
6.3 Analyseresultater	42
6.3.1 SVAR-model med perioden 1991–2019	43
6.3.2 SVAR-model med perioden 1991–2021	47
6.4 Delkonklusion	50
Kapitel 7 Diskussion	51
7.1 Analyseresultater	51
7.2 Mål for finanspolitikken	55
7.3 Metodologien	56
7.4 Delkonklusion	57
Kapitel 8 Konklusion	59
Litteratur	61
Kapitel 9 Bilag	65
9.1 Robusthedsanalyse af cykliske udsving	65
9.2 Auto- og krydskorrelation	67
9.3 Modelspecifikation	69
9.3.1 Stationaritet af variablene	69
9.3.2 Antallet af lags	70
9.3.3 Stationæritet af VAR-modellen	70
9.3.4 Autokorrelation i VAR-modellen	71
9.4 SVAR-modellens analyseresultater	72
9.4.1 SVAR-modellen for perioden 1991–2019	72
9.4.2 SVAR-modellen for perioden 1991–2021	74
9.5 Robusthedsanalyse	75
9.5.1 SVAR-modellen for perioden 1991–2019	75
9.5.2 SVAR-modellen for perioden 1991–2021	80
9.6 Forbrugertillid	84

Figuroversigt

2.1	Faserne i den realøkonomiske cyklus	7
2.2	Finanspolitiske multiplikator i udvalgte empiriske studier	15
5.1	Den realøkonomiske cyklus for perioden 1991–2019	31
5.2	Cykliske udsving i BNP, privatforbrug og beskæftigelsen	33
5.3	Cykliske udsving i produktion, beskæftigelsen og privatforbrug	34
5.4	Cykliske udsving i BNP, offentlig investeringer og bruttoinvesteringer	35
5.5	Cykliske udsving i BNP, import og eksport	36
5.6	Cykliske udsving i BNP og offentlig forbrug	37
5.7	Autokorrelation	38
5.8	Krydskorrelation	39
6.1	Kumulative impulse responses af det offentlige forbrug for perioden 1991–2019	44
6.2	Kumulative impulse responses af det offentlige forbrug for perioden 1991–2021	48
9.1	Den realøkonomiske cyklus med $\lambda = 1000$	65
9.2	Den realøkonomiske cyklus med $\lambda = 2000$	65
9.3	Cykliske udsving i BNP, privatforbrug og beskæftigelsen med $\lambda = 1000$	66
9.4	Cykliske udsving i BNP, privatforbrug og beskæftigelsen med $\lambda = 2000$	66
9.5	Autokorrelation samlet	67
9.6	Krydskorrelation	68
9.7	Kumulative impulse responses af det offentlige forbrug for perioden 1991–2019 med 66% konfidensinterval	73
9.8	Kumulative impulse responses af det offentlige forbrug for perioden 1991–2021 med 66% konfidensinterval	75
9.9	Kumulative impulse responses af det offentlige forbrug for perioden 1991–2019 med et lag	77
9.10	Kumulative impulse responses af det offentlige forbrug	79
9.11	Kumulative impulse responses af det offentlige forbrug for perioden 1991–2021 med to lag	81
9.12	Kumulative impulse responses af det offentlige forbrug for perioden 1991–2021 med fire lag	83
9.13	Forbrugertillidsindikator fra 2019 til 2022 på månedsbasis	84

Tabeloversigt

6.1	SVAR-modellens B_0 -matricen for perioden 1991–2019	43
6.2	SVAR-modellens B_0 -matricen for perioden 1991–2021	47
6.3	Tabeloversigt: <i>impact multiplier</i> og <i>cumulative multiplier</i> for SVAR-modellerne	50
9.1	Korrelationskoefficienter af de cykliske komponenter	68
9.2	Test af unit root for SVAR-modellen med perioden 1991–2019	69
9.3	Test af unit root for SVAR-modellen med perioden 1991–2021	69
9.4	Antallet af lags i VAR modellen baseret på informationskriteriet for perioden 1991–2019	70
9.5	Antallet af lags i VAR modellen baseret på informationskriteriet for perioden 1991–2021	70
9.6	Egenværdierne af VAR-modellens companion-matricen for perioden 1991–2019	70
9.7	Egenværdierne af VAR-modellens companion-matricen for perioden 1991–2021	71
9.8	Portmanteau Test af VAR modellen med perioden 1991–2019	71
9.9	Portmanteau Test af VAR modellen med perioden 1991–2021	71
9.10	Kumulative impulse response af det offentlige forbrug for perioden 1991–2019	72
9.11	Kumulative impulse response af det offentlige forbrug for perioden 1991–2021	74
9.12	VAR-modellens B_0 -matricen for perioden 1991–2019 med et lag	76
9.13	Kumulative impulse response af det offentlige forbrug for perioden 1991–2019 med et lag	76
9.14	VAR-modellens B_0 -matricen for perioden 1991–2019 med tre lag	77
9.15	Kumulative impulse response af det offentlige forbrug for perioden 1991–2019 med tre lag	78
9.16	VAR-modellens B_0 -matricen for perioden 1991–2021 med to lag	80
9.17	Kumulative impulse response af det offentlige forbrug for perioden 1991–2021 med to lag	80
9.18	VAR-modellens B_0 -matricen for perioden 1991–2021 med fire lag	82
9.19	Kumulative impulse response af det offentlige forbrug for perioden 1991–2021 med fire lag	82

Danmark, og resten af verden, blev pludseligt ramt af coronapandemien, som forårsagede en opbremsning af verdensøkonomien, og dermed de enkelte landes økonomi. Flere lande lukkede store dele af deres produktion, detailhandlen blev underlagt stærke restriktioner, turistbranchen blev nærmest nedlagt og befolkningen var bevidst om smitterisikoen. Danmark oplevede i 2020 et fald i BNP på 2,1%, hvorefter BNP i 2021 steg med 4,7%. Den stigning er den højeste siden 1994, og dermed vidner det om at Danmark kom godt igennem coronakrisen (Petersen og Bill, 2022). Ligesom i mange andre lande valgte Danmark at føre en ekspansiv finanspolitik for kunne holde hånden under virksomhederne der blev hårdest ramt af nedlukningerne og restriktionerne, samt at tilføre milliardbeløb til sundhedsvæsenet og vedligeholde forbrugeradfærden således at efterspørgslen ikke vil falde markant. Efterhånden som Danmark ophævede restriktionerne ændrede de finanspolitiske tiltag ligeledes til at fokusere mere på efterspørgslen, investeringer og privatforbruget (Pedersen og Kieler, 2020).

De realøkonomiske effekter af finanspolitikken har igennem de seneste 20-25 år fået mere opmærksomhed, hvor det førhen mest var pengepolitikken. Det teoretiske fundament i finanspolitikken er, at en ekspansiv finanspolitik alt andet end lige vil øge den økonomiske aktivitet gennem en øget efterspørgsel. Selve effekten af en ekspansiv finanspolitik har været debatteret meget, da der ikke er en enighed i selve de realøkonomiske effekter af en ekspansiv finanspolitik. Danmark har siden 1982 haft en fastkurspolitik, først overfor D-marken og siden overfor euroen. Det indebærer, at der ikke kan føres en selvstændig pengepolitik til at påvirke den aggregerede efterspørgsel i økonomien, og deraf har finanspolitikken en større rolle i den danske økonomi. Finanspolitikken bliver dermed benyttet til at stabilisere de konjunkturmæssige, såvel som strukturelle økonomiske udsving. Det er derfor essentielt at vide de realøkonomiske effekter af finanspolitik, hvilket oftest gøres gennem en empirisk estimering eller modelbaseret estimering. I et dansk studie af Ravn og Spange (2014) benyttes en SVAR-model til at estimere de realøkonomiske effekter af en ekspansiv finanspolitik, hvilket deraf ligger til grund for specialets metodevalg, således at analyseresultaterne kan sammenlignes.

1.1 Problemformulering

Givet de indledende overvejelser og observationer søger specialet svar på følgende problemformulering.

Hvordan påvirker en aktiv finanspolitik den realøkonomisk cyklus, og har coronakrisen påvirket denne effekt?

Specialet søger indledningsvist at besvare, hvordan finanspolitik har indvirkning på den økonomiske aktivitet, samt hvorledes den realøkonomiske cyklus påvirker de cykliske udsving af andre makroøkonomiske variable. Herefter søger specialet at besvare, hvordan finanspolitikken påvirker den realøkonomiske cyklus, og hvorledes denne effekt er blevet påvirket efter coronakrisens indtraf. Dette operationaliseres med en SVAR-model, hvori modellen deles om mellem perioden før og efter COVID-19's indtraf for at kunne afdække effekterne af en finanspolitisk stimulus under coronakrisen. Dermed antages det, at forskellen mellem de empiriske effekter af et stød til det offentlige forbrug afspejler de realøkonomiske effekt af en ekspansiv finanspolitik under coronakrisen.

1.2 Afgrænsning

I dette afsnit beskrives hvilke valg, samt fravalg, det er foretaget for at indsnævre problemfeltet, samt metodiske afgrænsninger.

Specialet benytter kvartalsvis aggregeret data i perioden 1991–2021, hvori perioden opdeles mellem 1991–2019 og 1991–2021. Tidsserien er opdelt således grundet coronapandemien, da der blev ført en stor ekspansiv finanspolitik i årene 2020 og 2021. Dermed antages det, at denne opdeling vil understøtte hvordan den finanspolitiske stimulus i 2020–2021 har påvirket den danske økonomi. Yderligere er denne opdeling lavet, da specialets modeltype ikke tillader så få observationer, og derfor må det antages at forskel mellem de to perioder må være grundet den finanspolitiske stimulus foretaget i årene under coronakrisen. Yderligere er tidsserien afgrænset til 1991, grundet regimeskiftet der fandt sted i 1990. Heri er det første gang i næsten 30 år, at den danske betalingsbalances løbende poster oplevede et overskud. I årene før 1990 var underskuddet på betalingsbalancen afgørende for meget af den førte økonomiske politik i Danmark, og dermed specialets analyse af den realøkonomiske effekt af finanspolitikken muligvis være påvirket af dette hvis perioden startede tidligere end 1991 (Pedersen, 2003).

Specialets analyse operationaliseres ved at benytte en SVAR-model til at opfange de realøkonomiske effekter af finanspolitikken. En SVAR-model er valgt over en simple OLS regression, da tidsseriedata ofte overskrider Gauss-Markow betingelserne hvis stikprøvestørrelsen ikke er tilstrækkelig stor, jf. Central Limit Theorem (Wooldridge, 2018).

Specialets analyse omhandler de realøkonomiske effekter i Danmark, og dermed afgrænses der fra at inkludere andre lande i analysen. I den empiriske del af specialet inddrages udenlandske studier, hvilket gøres for at opstille hvad der kan forventes af specialets empiriske resultater, samt forståelsen for hvordan fagfeltet opstiller den empiriske analyse af den finanspolitiske effekt. Ligeledes betyder denne afgrænsning, at specialet udelukkende analyserer hvordan den realøkonomiske effekt påvirker det indenlandske privatforbrug og beskæftigelsen, hvori der dermed ikke tages højde for effekterne af finanspolitikken på den danske handelsbalance. Dermed inddrages der ligeledes ikke hvordan den danske eksport og import påvirkes ved en ekspansiv finanspolitik. Denne afgrænsning bunder i, at specialet har til hensigt at besvare hvordan effekten af finanspolitikken påvirker den realøkonomiske cyklus, og hvorledes coronakrisen har ændret denne påvirkning. Pandaminen medførte, at produktionen i flere lande var helt eller delvist lukket ned, og dermed vil effekten muligvis være biased. Danmark har en stor import af færdigvarer, samt halvfabrikater, med Kina hvor dette i 2018 udgjorde 54,5% af importen fra Kina (Nielsen og Urup, 2019). Kina var et af de lande som i flere perioder lukkede produktionsfabriker rundt om i landet, hvilket har givet problemer med at importere varer fra Kina. For at kunne sammenligne de to SVAR-modeller er det dermed essentielt at de to modeller er ens, ellers vil der ikke kunne foretages en sammenlignelse mellem analyseresultaterne. Denne afgrænsning er lavet, selvom Danmark har en stor sammenhandel med omverden, og dermed vil finanspolitikken alt andet end lige have en indvirkning på denne sammenhandel.

I studiet af Afronso og Sousa (2012) argumenterer de, at niveauet af den offentlige gæld brude tages højde for når man estimerer den finanspolitiske effekt af et stød til det offentlige forbrug. Deres argument er, at en ekspansiv finanspolitik vil medføre en ændring i den offentlige gæld, og hvis landet gerne vil stabilisere deres gæld, har det en påvirkning på niveauet af den ekspansive finanspolitik. Yderligere argumenteres det, at gælden ikke er neutral og dermed kan påvirke inflation og produktion. Dette argument er specielt gældende for ØMU-landene (Den Økonomiske og Monetære Union), da de er underlagt restriktioner på hvor meget gælden må fylde, samt hvor stort budgetunderskuddet må være. Det offentlige budgetunderskud på må ikke overstige 3% af BNP, og den offentlige gæld må ikke overstige 60% af BNP. Danmark er ikke fuldt ud forpligtet på samme måde som de andre euro-lande, men fordi Danmark fører en fastkurspolitik overfor euroen er dette noget Danmark følger. I udgangen af 2021 er statsgælden på 18% af BNP, mens ØMU-gælden er på 41% af BNP (Nationalbanken, 2022). Den statslige gæld har ikke været så lav siden 2009, og derudover forventede Finansministeriet i udgangen af 2020 at statsgælden vil være på 27% af BNP (Berlingske, 2022). Yderligere havde Danmark et godt udgangspunkt inden coronakrisen ramte, da Danmark generelt havde en lav gæld med en ØMU-gæld på 33% (Hald, 2021). Dette har betydet, at den danske økonomi havde et godt udgangspunkt, men betyder ikke at man kan negligere statsgælden fuldstændig. De øgede renter, der begyndte i 2021, kan dog påvirke hvordan finanspolitikken bliver benyttet i fremtiden. Da den danske økonomi havde et godt udgangspunkt

da coronakrisen ramte har det også betydet, at politikerne ikke har været hæmmet af det finanspolitiske råderum der kunne benyttes og dermed kan det argumenteres at under coronakrisen har selve gældsniveauet ikke været førsteprioriteten når der skulle føres en ekspansiv finanspolitik. Derfor er argumentet fremført i Afronso og Sousa (2012) ikke relevant for Danmark, og dermed er der foretaget et valg i specialet, at der ikke tages højde for niveauet af den offentlige gæld i specialets empiriske analyse.

Derudover afgrænses der fra at benytte skatter og afgifter som det finanspolitiske instrument. Dette er gjort af flere årsager. For det første, jf. Afsnit 2.2, har skattelettelser en mere indirekte effekt på BNP grundet incitamentet til at opspare mere fremfor et øget forbrug. Dermed vil effekten af en skattelettelses oftest være mindre end et øget offentligt forbrug. Derudover er indtægterne via. skatter og afgifter påvirket af den formue den danske befolkning har. En stigning i de samlede skatter og afgifter behøver ikke nødvendigvis at betyde, at skatter og/eller afgifterne er forøget, men bare fordi flere f.eks. kommer i arbejde og begynder at betale mere i skat og derigennem har et øget forbrug og deraf øger indtægten fra afgifter. Derfor kan man ikke udelukke, at en stigning, eller et fald, i skatter og afgifter er pga. det finanspolitiske instrument. Yderligere afgrænses der fra at benytte overførelsesindkomster, samt andre sociale ydelser, som mål for den finanspolitiske stimulus.

Idet specialet forsøger af belyse de realøkonomiske effekter af finanspolitikken i Danmark, og deraf vil specialet ikke evaluere på hvorvidt den førte finanspolitik er optimalt. Yderligere er optimalt subjektivt, da finanspolitikken f.eks. kan evalueres op imod hvordan gældsniveauet påvirkes eller hvordan inflations- eller renteniveauet påvirkes.

Specialets analyse omhandler, hvordan den realøkonomisk cyklus påvirkes af finanspolitik, og dermed afgrænses der fra at inddrage pengepolitikken, selvom den også kan benyttes til at påvirke den realøkonomiske cyklus. Denne afgrænsning er foretaget på baggrund af, at Danmark fører en fastkurspolitik overfor euroen, og dermed er det pengepolitiske råderum indsnævret. Yderligere har Danmark selv før fastkurspolitikken i 1982 haft tradition for at benytte finanspolitik, specielt under oliekriserne i 1970'erne og starten af 1980'erne.

1.3 Specialets opbygning

Specialets opbygning tager udgangspunkt i, at læseren trinvis får en dybere teoretisk og metodisk forståelse af besvarelsen af problemformuleringen.

Kapitel 1 opstiller specialets problemformulering, samt specialets afgrænsning. Dermed er formålet med kapitlet af opstille de indledende overvejelser der forsøges at besvares.

Kapitel 2 præsenterer specialets teoretisk fundament, hvor det er i hensigten at opstille en definition af den realøkonomiske cyklus og opstille teorien bag finanspolitikken. Yderligere præsenteres et udvalg af empiriske studier vedrørende den finanspolitiske effekt. Formålet med dette kapitel er at lægge fundamentet for den videre analyse af de finanspolitiske effekter, samt hvad det forventes af specialets egne empiriske resultater.

Kapitel 3 præsenterer specialets økonometriske teori. Heri præsenteres den økonometriske metode bag fremhævelsen af variablenes økonomiske cyklusser, samt metoden bag auto- og krydskorrelationer. Yderligere præsenteres specialets primære metodiske fundament, hvilket er SVAR-modellen og estimeringen af den finanspolitiske multiplikator. Dette kapitel har til formål at opstille fundamentet for specialets empiriske analyse.

Kapitel 4 gennemgår specialets datagrundlag. Kapitlet har til formål at opstille håndteringen af data der benyttes til at foretage specialets empiriske analyse.

Kapitel 5 benytter definitioner opstillet i Kapitel 2 til at analysere den realøkonomiske cyklus i Danmark gennem en deskriptiv analyse. Yderligere opstilles de cykliske udsving i andre centrale økonomiske variable, hvori disse analyseres nærmere. Denne analyse bliver yderligere understøttet af auto- og krydskorrelationerne mellem de opstillede cykliske udsving. Dette kapitel har til formål at præsentere, hvorledes de cykliske udsving i centrale økonomiske variable bliver påvirket af den realøkonomisk cyklus.

Kapitel 6 præsenterer specialets empiriske analyse, hvori problemformuleringen forsøges at besvares. Heri opstilles SVAR-modellen for perioden før og efter coronapandemiens indtraf. Kapitlet vil indledningsvist præsentere den opsatte SVAR-model, hvorefter den empiriske analyse præsenteres.

Kapitel 7 indeholder en diskussion af den empiriske analyse, samt den benyttede model. Kapitlet har til formål at stille sig kritisk overfor specialets analyseresultater, og diskussion heraf.

Kapitel 8 er konklusionen på specialet, hvor der heri bliver konkluderet på analyseresultaterne, og dermed på den opsatte problemformulering.

Teoretisk og empirisk fundament 2

I dette kapitel vil specialets teoretiske fundament blive præsenteret, hvilket lægger fundamentet for den videre analyse. Det er her hensigten at opstille en definition på den realøkonomiske cyklus, og herefter præsentere teorien bag finanspolitik. Yderligere afsluttes kapitlet med en gennemgang af udvalgte studiers empiriske analyse af den finanspolitiske effekt.

2.1 Den realøkonomiske cyklus

Definitionen på den realøkonomiske cyklus (*business cycle*) er ofte anvendt på baggrund af definitionen af Burns og Mitchell (1946).

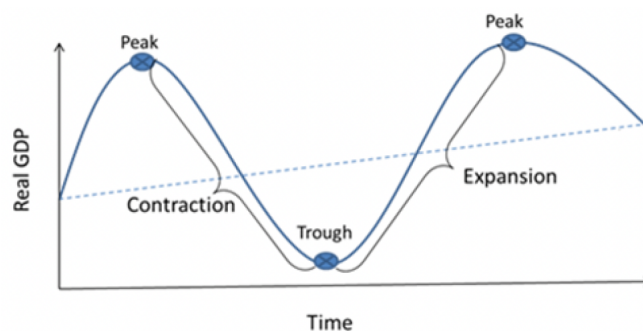
Definition af den realøkonomiske cyklus

“Business Cycles are a type of fluctuation found in the aggregate economic activity of nations that organize their work mainly in business enterprises: a cycle consists of expansions occurring at about the same time in many economic activities, followed by similarly general recessions, contractions and revivals which merge into the expansion phase of the next cycle.”

(Burns og Mitchell, 1946)

Dermed beskriver den realøkonomiske cyklus de udsving der er i den økonomiske aktivitet. De konjunkturmæssige udsving beskrives i fire overordnede faser; ekspansion, top, kontraktion og bund. Dette er illustreret i Figur 2.1 nedenfor.

Figur 2.1. Faserne i den realøkonomiske cyklus



Kilde: Weinstock (2022)

Når økonomien oplever en ekspansion er den generelle økonomiske aktivitet stigende, hvori beskæftigelse, indkomst, produktion og forbrug har en tendens til at stige sideløbende med at BNP stiger. Mod enden af ekspansionen vil økonomien begynde at overophede, hvortil den realøkonomiske cyklus overgår til 2. fase, og beskriver det tidspunkt økonomien begynder at bevæge sig væk fra en ekspansion og over til en kontraktion/recession. Denne overgang kan være forårsaget af flere forskellige begivenheder, hvori det for eksempel kan omhandle høje inflationsrater, høje gælds-rater, samt forstyrrelser i verdensøkonomien. Recessionen er dermed den 3. fase, hvori den økonomiske aktivitet er faldende. I denne fase er et karaktertræk at økonomien oplever stigende arbejdsløshed, samt at privatforbrug, investeringer og produktionsniveau vil falde. Recessionen afsluttes når den realøkonomiske cyklus bevæger sig hen imod den 4. fase, hvilket er bunden. I denne fase begynder den økonomiske aktivitet at stige igen, hvori økonomien begynder at blive gendannet. Længden på ekspansions- og recessionsfasen afhænger af hvilket stød økonomien bliver udsat for under faserne, og dermed er der ikke et ensidig svar på hvor lang hver fase er. Dog er der en konsensus om, at en recession defineres som, at den økonomiske aktivitet er faldende over 2 kvartaler (Weinstock, 2021). Yderligere, selvom udsvingene i den økonomiske aktivitet refereres som cyklusser, så vil udsvingene langt fra være lige så jævne som Figur 2.1 illustrerer.

2.2 Finanspolitik

Finanspolitik omfatter anvendelsen af et lands indtægter og udgifter til at stabilisere konjunkturmæssige, såvel som strukturelle udsving i økonomien. Statens indtægter stammer hovedsageligt fra skatteprovenu, som kommer fra indkomstskatter, selskabsskatter, forbrugsskatter og arbejdsmarkedsbidrag. Statens udgifter anvendes hovedsageligt på det offentlige forbrug, overførelsesindkomster, investeringer og finansielle poster. Finanspolitikken søger kort fortalt at påvirke den økonomiske aktivitet i samfundet gennem en regulering af efterspørgslen som sker ved at ændre på statens indtægter eller udgifter. Formålet med et finanspolitisk indgreb er altså at det skal have realøkonomiske effekter, hvori den økonomiske aktivitet påvirkes gennem brugen af disse som reguleringsinstrumenter. Ændringer i disse påvirker økonomien gennem forskellige kanaler. En ekspansiv finanspolitik benyttes til at stimulere økonomien i en lavkonjunktur, hvor en kontraktiv finanspolitik anvendes i en højkonjunktur. En ekspansiv finanspolitik i form af en skattelettelse vil, alt andet lige, øge privatforbruget og derigennem øge den aggregeret efterspørgsel og dermed produktionen. På samme måde vil en forøgelse af det offentlige forbrug øge den aggregerede efterspørgsel, såvel som produktionen, hvilket over tid vil øge beskæftigelsen og derigennem øge den disponible indkomst. En indkomststigning vil, alt andet lige, føre til et højere privatforbrug og den aggregerede efterspørgsel i økonomien vil stige. En forøgelse af det offentlige forbrug har en større multiplikatoreffekt relativt til en skattelettelse, da en stigning i det offentlige forbrug har en direkte effekt på BNP, mens en skattelettelse har en indirekte

effekt, da hele skattelettelsen ikke nødvendigvis går til forbrug. Mere præcist kan skattelettelsen gå til opsparing, såvel som import af varer fra udlandet, hvilket sænker multiplikatoreffekten (Blanchard, 2017). En stigning i skatter og afgifter er ikke nødvendigvis ensbetydende med en kontraktiv finanspolitik, da skattestigningen kan anvendes til at finansiere et øget offentligt forbrug. Skatter og afgifter kan ydermere benyttes til at regulere forbrugernes adfærd gennem en indirekte påvirkning af købekraften. Skatter og afgifter kan således have andre formål end rene fiskale formål.

Finanspolitikken benyttes hovedsageligt til at styre væksten i BNP, hvorigennem andre makroøkonomiske faktorer der påvirkes af BNP ligeledes bliver påvirket, som nævnt ovenfor. Yderligere kan finanspolitikken også påvirke rentesatsen, og derigennem private investeringer, valutakursen og inflationen. Ligeledes er størrelsen af den finanspolitiske effekt afhængig af hvorhenne i konjunkturcyklussen økonomien befinder sig. Finanspolitisk stimulus kan på kort sigt mindske de negative konsekvenser af en recession, eller fremskynde fremgangen, hvorimod effekten af finanspolitikken kan blive mindsket grundet interaktion med andre økonomiske processen såsom renten (Weinstock, 2021).

2.2.1 Potentielle konsekvenser af en ekspansiv finanspolitik

Som nævnt kan en ekspansiv finanspolitik have mulige indvirkninger på rentesatsen, og derigennem på investeringer, valutakursen og inflationen. Herunder vil disse mulige effekter blive gennemgået.

Rentesatsen og investeringer

Ved en ekspansiv finanspolitik skal en forøgelse af det offentlige forbrug, eller nedsættelse af skatteprovenuet finansieres. Hvis der ikke allerede er afsat udgifter til dette i de offentlige finanser, skal dette finansieres ved at øge budgetunderskuddet og låne penge til finansieringen. Dette medfører en stigning i rentesatsen, hvortil det fører til et fald i investeringer, og en vis grad privatforbruget. Mekanismerne i dette kommer af, at der er et begrænset antal af udbudt lån, og hvis staten gerne vil låne en større andel af denne pulje af lån, øger det efterspørgslen efter disse lån. En øget efterspørgsel vil dertil øge prisen på disse lån, hvilket er kendt som rentesatsen. Hertil vil en øget rentesats mindske den økonomiske aktivitet, da det gør det dyre at låne for private aktører til at investere i deres virksomheder. Ligeledes vil en øget rentesats mindske privatpersonernes efterspørgsel efter vare der er rentesensitive, såsom hus- og billån, samt andre større husholdningsapparat (Ball og Mankiw, 1995).

Dermed kan finanspolitikken resultere i en *crowding out* effekt, men graden af *crowding out* effekten afhænger af hvor i konjunkturcyklussen økonomien befinder sig (Friedman, 1978). Under en recession vil *crowding out* effekten have en tendens til at være mindre grundet den allerede formindsket økonomisk aktivitet, hvorimod effekten er større for en sund økonomi. Under en recession er efterspørgslen efter lån

allerede formindsket, og dermed vil effekten af en øget efterspørgsel fra staten ikke have en lige så stor betydning for rentesatsen. Det betyder derudover, at *crowding out* effekten på privatforbruget ikke vil være lige så stor (Auerbach og Gorodnichenko, 2012).

Valutakursen og handelsbalancen

Ved en øget indenlandsk rentesats relativt til udenlandske rentesatser vil investorer have en tendens til at søge mod danske investeringsmuligheder, da disse giver et relativt større afkast. Denne øget interesse efter danske lån kan dog medføre, at rentesatsen bliver mindsket igen da der deraf er et større udbud af danske lån og dermed kan udligne den initiale stigning i renten. Denne øget interesse for danske investeringsmuligheder øger efterspørgslen efter den danske krone, som alt andet end lige medføre et pres på den danske kronekurs. Dette øger værdien af den danske kronekurs relativt til udlandet, hvilket medfører en forringelse af valutakursen, hvilket kaldes en apreciering. Når der sker en apreciering af den danske kronekurs er det relativt dyre at købe den danske krone, og dermed også danske varer og tjenesteydelser. Deraf vil eksporten falde, hvorimod importen vil stige og derigennem vil handelsbalancen opleve et handelsunderskud. Dette betyder at efterspørgslen efter indenlandske varer og tjenesteydelser vil falde, og dermed et fald i den indenlandske produktion, hvilket kan udligne en del af effekten af den øget efterspørgsel finanspolitikken har i henseende at stimulere. Dette er ligeledes omtalt som Mundell-Fleming modellen, hvilket forklarer det kortsigtede forhold mellem økonomiens nominelle valutakurs, rentesatsen og output. Dette er f.eks. til forskel fra IS-LM modellen, hvori denne kun fokuserer på forholdet mellem renten og output. Mundell-Fleming modellen benyttes til at argumentere for, at man ikke kan opretholde en fastkurspolitik, fri kapitalbevægelighed og en selvstændig pengepolitik på samme tid. Dette kaldes også *Mundell-Fleming trilemma*, hvori der ikke kan opnås alle tre på en gang, men kun to (Blanchard, 2017).

Finanspolitikken kan dermed resultere i en *crowding out* effekt, men som nævnt, under en recession vil *crowding out* effekten have en tendens til at være mindre grundet den allerede formindsket økonomisk aktivitet. Deraf vil rentesatsen være mindre tilbøjelig til at stige i samme grad grundet den allerede lave efterspørgsel efter investering og forbrug. Dermed, uden en stigning i rentesatsen i samme grad, betyder dette at handelsunderskuddet ligeledes vil være mindre. Yderligere, hvis Nationalbanken i samme omgang prøver at opretholde den danske valutakurs over for euroen vil dette muligvis afbøde den forventede apreciering, og deraf stigningen i rentesatsen (Weinstock, 2021).

Inflation

Formålet med en finanspolitisk stimulus er, som nævnt, at øge den aggregerede efterspørgsel, men hvis den implementeres uhensigtsmæssigt, kan det medføre en uholdbar stor efterspørgsel efter varer og tjenesteydelser som økonomien ikke kan

udbyde, hvilket medfører inflationsstigninger. Heraf medfører en øget inflation at effektiviteten af den finanspolitiske stimulus vil være mindre, da det generelle prisniveau er øget og pålægger forbrugerne en lavere købekraft. Dette kan dermed udligne den effekt finanspolitikken har på den aggregerede efterspørgsel, da forbrugernes efterspørgsel deraf vil falde (Weinstock, 2021). Da Nationalbanken ikke selvstændigt kan føre sin egen pengepolitik, er det dog begrænset hvor meget de kan gøre hvis der sker store inflationsstigninger, da deres primære formål med pengepolitikken er at opretholde kronekursen over for euroen. Yderligere er det Den Europæiske Centralbanks opgave at opretholde en stabil inflation, hvilket på mellemlangt sigt medføre en stabil inflation i Danmark (Danmarks Nationalbank, 2009).

2.2.2 Ekspansiv finanspolitiske multiplikatorer

Evalueringen af finanspolitikken overordnet effekt på økonomien kan gøres ved at estimere multiplikatoreffekten, hvilket typisk er defineret som et forhold mellem ændringen i output, til ændringen i det offentlige forbrug eller skatteoverskud. Multiplikatoreffekten måler dermed hvordan 1DKK ændring i det offentlige forbrug eller 1DKK ændring i skatteoverskud påvirker niveauet af BNP.

En finanspolitiske multiplikator der er større end 1 tolkes således som, at for hver kroner staten forbruger vil økonomien vokse med mere end én krone. Denne multiplikator kan være større end 1, hvis den finanspolitiske stimulus resulterer i et øget forbrug fra de private aktører. Eksempelvis, hvis staten vælger at øge forbruget på projekter inden for infrastruktur som en del af deres finanspolitik, så vil det direkte øge den aggregerede efterspørgsel, da de berørte arbejdere højst sandsynligt vil få mere i løn og deraf kan bruge en større andel af deres indkomst på forbrug. Omvendt, hvis den finanspolitiske multiplikator er mindre end 1 tolkes det som, at for hver krone staten forbruger vil økonomien vokse med mindre end én krone. Dermed antyder det, at den ekspansive finanspolitik udlignes som kan være grundet årsagerne ovenfor i Afsnit 2.2.1 (Weinstock, 2021).

Litteraturen har identificeret to typer af afgørende faktorer som har indflydelse på størrelsen af multiplikatoren; (i) strukturmæssige karaktertræk i landet der kan påvirke den økonomiske reaktion på fiskale stød under normale forhold, og (ii) sammentræffende/midlertidige faktorer der forårsager multiplikatorerne til at afvige fra deres normale niveau.

Strukturmæssige karaktertræk i landet

Der er nogle strukturmæssige karaktertræk i et land som har indflydelse på hvor stor multiplikatoreffekten er ved en ekspansiv finanspolitik. De vigtigste, men ikke alle, er følgende:

- **Handelsåbenhed:** Lande med lavere tilbøjelighed til at importere har en

tendens til at have en større multiplikator, da efterspørgsel lækage gennem import er mindre (Ilzetzi et al., 2013).

- **Arbejdsmarked rigiditet:** Lande med mere rigiditet i arbejdsmarked, f.eks. med stærke fagforeninger og/eller stærke arbejdsmarkedsreguleringer, har en større multiplikator hvis denne rigiditet resulterer i en lavere fleksibilitet af lønnen (Gorodnichenko et al., 2012).
- **Størrelsen på automatiske stabilisatorer:** Større automatiske stabilisatorer reducerer multiplikatorerne da den automatiske response på overførsler og skatter udligner dele af det initiale finanspolitiske stød, og dermed dæmper effekten på BNP (Dolls et al., 2012).
- **Valutakursregime:** Lande med fleksible valutakurser har en tendens til at have lavere multiplikatorer, da valutakursens udsving kan udligne påvirkningen af finanspolitikken på økonomien (Ilzetzi et al., 2013).
- **Gældsniveauet:** Lande med høj gæld har generelt lavere multiplikatorer da den finanspolitiske stimulus sandsynligvis vil reagere negativt på troværdigheden og tilliden til privatforbruget og rentesatserne risikopræmie (Ilzetzi et al., 2013).
- **Offentlige udgifter og administration af overskuddet:** Multiplikatoren forventes at være mindre når det er svært at indsamle skatter og udgifter, og dermed begrænser effekten af finanspolitik på BNP¹ (Batini et al., 2014).
- **Prisfleksibilitet:** Størrelsen på multiplikatoren stiger desto mere fleksible priser, dog er multiplikatoren mindre end 1 hvis der er fuldstændige fleksible priser. Derimod, hvis graden af prisrigiditet er tæt på 0 fås en større multiplikator. Årsagen ligger i reaktionen på inflationen med prisrigiditet, hvor reaktionen af inflationen er større når priserne er mere fleksible (Hagedorn et al., 2019).

Sammentræffende faktorer

Sammentræffende faktorer som cyklisk eller policy relaterede fænomener har en tendens til at øge eller formindske multiplikatorerne fra deres normale niveau. Litteraturen har identificerede to hovedårsager, som er følgende:

- **Tilstanden af konjunkturcyklussen:** Finanspolitiske multiplikatorer er generelt større i en recession, hvilket gælder for både finanspolitisk konsolidering og stimulus. En stimulering er dog mindre effektiv i en ekspansion, da ved fuld kapacitet, vil en stigning i den offentlige efterspørgsel fortrænge privatforbruget og dermed lader BNP være uændret, dog med højere priser. En finanspolitisk konsolidering er mere omkostningsfuld med hensyn til output i en nedgangsperiode, da kreditbegrænset agenter ikke kan låne til at vedligeholde deres forbrug. Den samlede konsensus vedrørende multiplikatoreffekten i en opgangs- og nedgangsperiode viser, at nedgangsperioden har en større

¹Dette antager implicit at de finanspolitiske multiplikatorer måler effekten på planlagte fiskale mål på output i stedet for effekten af faktiske ændringer i overskud eller forbrug (Batini et al., 2014).

effekt på multiplikatoren og stiger mere i en recession end den falder i en ekspansion. En årsag til dette kan være grundet asymmetri i begrænsningen af udbuddet alt efter om man befinder sig i en opgangs- eller nedgangsperiode. I en opgangsperiode er der en øvre grænse for maksimering af produktivitet og kapacitet, hvor denne begrænsning ikke finder sted i en nedgangsperiode (Batini et al., 2014).

- **Graden af monetær tilpasning ud fra et finanspolitisk stød:** En ekspansiv pengepolitik og en sænkning af rentesatsen kan afbøde effekten af en finanspolitisk sammentrækning på efterspørgslen. Multiplikatoren kan potentielt være større når transmissionsmekanismerne af pengepolitikken forringes, som i tilfældet af *zero interest lower bound* (ZLB). Her finder litteraturen, at den finanspolitiske multiplikator ved ZLB overstiger multiplikatoren under normale tider, men at effekten er betinget af flere forskellige faktorer (Batini et al., 2014).

2.3 Empiriske studier

Traditionelt set har der været et større fokus på de realøkonomiske effekter af pengepolitikken, hvorimod det først er gennem de seneste 20-25 år at der har været et øget fokus på de realøkonomiske effekter af finanspolitikken. Det har dertil ført til empiriske studier, hvori de realøkonomiske effekter for forskellige lande er studeret. I disse studier er det oftest foretaget på store åbne økonomier såsom USA, Tyskland og England, hvorimod Danmark er en lille åben økonomi. Dermed kan det antages, at de realøkonomiske effekter af finanspolitikken er forskellige for en stor åben økonomi og en lille åben økonomi. Yderligere vides det, at et lands påvirkning på finanspolitikken ikke er ens i et andet landet grundet forskelligheder i landene. Heraf vil dette afsnit derfor gengive empiriske studier fra forskellige lande, samt et empirisk studie af finanspolitikken i Danmark. Dette vil være med til at underbygge specialets analyse, og medvirke til en forståelse af at finanspolitikken har effekter.

I et studie af Fatás og Mihov (2001) foretog de et empirisk studie af de finanspolitiske effekter i USA. Heri var deres interesse at se, hvordan et stød til det offentlige forbrug påvirker BNP og beskæftigelsen. Dette gøres ved brug af en VAR-models impulse response. Heri finder de, at en stigning i det offentlige forbrug medfører en multiplikator der er større end 1. Denne stigning drives i høj grad af en stigning i privatforbruget, hvorimod investeringer ikke reagerer signifikant til at øge det offentlige forbrug. Dertil viser deres resultater, at effekten er størst inden for de første 2-3 år hvorefter den er aftagende mod periodens afslutning, men effekten er der stadig. Dermed indikerer dette, at selvom de finanspolitiske effekter er største inden for de første par år, tyder det på at effekterne stadig er til stede på længere sigt.

I et studie af Afronso og Sousa (2012) undersøges de makroøkonomiske effekter af finanspolitikken i USA, England, Tyskland og Italien ved at benytte en Bayesian

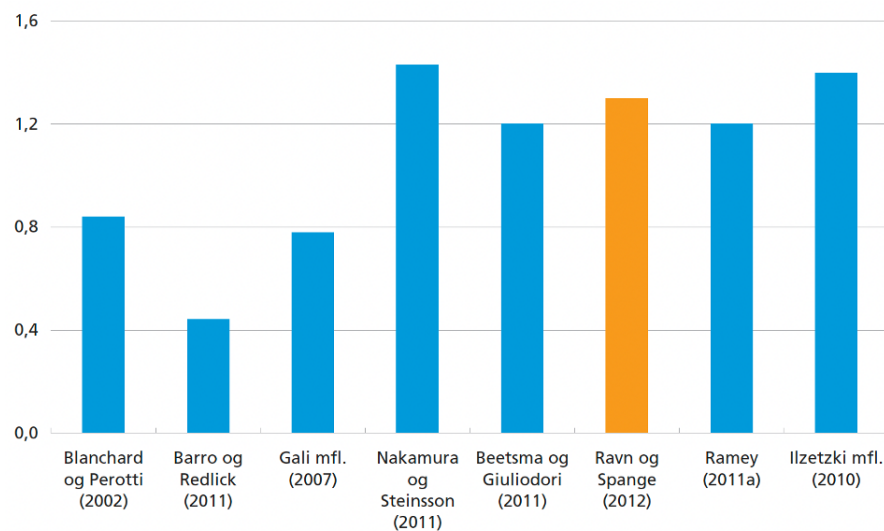
SVAR (B-SVAR). De undersøger hvordan et stød til det offentlige forbrug og det offentlige overskud påvirker BNP, privatforbruget, private investeringer, huspriser og aktiepriser. Yderligere estimerer de samme model hvor de tager højde for den offentlige gæld, da en ekspansiv finanspolitik vil medføre en ændring i den offentlige gæld, og hvis landet gerne vil have en stabiliseret gæld, har det en betydning for hvor meget det offentlige overskud og forbrug kan justeres. Yderligere mener de, at gælden muligvis kan påvirke renten, samt at gælden ikke er neutral og dermed kan påvirke inflation og produktion. Grundet disse argumenter menes det derfor, at det er vigtigt inkorporere dette link mellem offentlig gæld og de omtalte variable. Deres resultater viser, at et stød til det offentlige forbrug medfører en lille positiv effekt på BNP for alle landene, mens effekten varierer mere for privatforbruget og private investeringer. For USA er påvirkningen for både privatforbruget og private investeringer positive, og dermed er der ingen *crowding out* effekt til stede. For England er påvirkningen for privatforbruget positivt, hvorimod påvirkningen er negativ for private investeringer. Dette indikerer en *crowding out* effekt via. private investeringer. Derimod er påvirkningen for privatforbruget og private investeringer negativ for både Tyskland og Italien, og derfor har privatforbruget og private investering en *crowding out* effekt for begge lande. Stødet viser yderligere, at det har en positiv effekt på huspriserne, et hurtigt fald i aktiepriserne, samt generelt påvirker prisniveauet positivt og den gennemsnitlige pris ved at refinansiere gælden. Derimod, hvis det er det offentlige overskud der stødes til ses der en positiv effekt på BNP, private investering, aktiepriser og generelt ingen effekt på prisniveauet. Derimod ses der en varierende effekt på privatforbruget, huspriserne, samt en blandet effekt på renten. Ved at inkorporere den offentlige gæld reagerer rentesatsen og BNP mere, og effekten af finanspolitikken bliver mere vedholdende. Deres resultater viser, at der er en eksistens af en stabiliserende effekt af gældsniveauet både gennem det offentlige forbrug og det offentlige overskud i USA og England, mens det kun gælder for det offentlige overskud i Tyskland og det offentlige forbrug i Italien. Det signalerer, at staten har en tendens til at justere deres finanspolitisk ubalance som svar på udviklingen i den offentlige gæld.

I et studie af Ravn og Spange (2014) har de studeret de empiriske effekter af finanspolitikken efter at Danmark indgik i en fastkurspolitik i 1982. Ved at have en fastkurspolitik betyde det, at den nominelle rentesats er fastgjort efter en ekspansiv finanspolitik, hvilket giver anledning til en omfattende påvirkning af den finanspolitiske stimulus på realøkonomien. På den anden side, den store åbenhed af den danske økonomi betyder at der er en større andel af den finanspolitiske stimulus der er orienteret mod importeret goder. Deres resultater viser, at finanspolitikken har en stor indvirkning på økonomien på kort sigt, med en multiplikator på 1,1. Yderligere viser resultaterne, at effekter er kortvarige, hvor effekten er insignifikant efter to år, samt multiplikatoren kun er over 1 i det første kvartal og 0,6 et år efter stødet. Ligeledes viser resultaterne, at multiplikatoren for det offentlige forbrug er noget større end multiplikatoren for skatten. Resultaterne viser dermed, at *monetary accomodation* effekten ved en fastkurspolitik opvejer lækageeffekten

ved den store åbenhed af den danske økonomi. Yderligere viser resultaterne, at effekten på privatforbruget er negativt ved en ekspansiv finanspolitik, hvor den kun er signifikant i det første kvartal. Dette antyder, at privatforbruget reagerer negativt på et øget offentligt forbrug, og dermed indikerer det at de danske forbrugere i en vis grad reagerer i en Ricardian ækvivalens. Højere offentligt forbrug i dag antyder højere skatter på et tidspunkt i fremtiden, hvis staten skal efterkomme den intertemporal budgetrestriktion. Der er to årsager til, hvorfor de danske forbrugere er mere Ricardian end andre lande. Tildeles fordi de danske forbrugere har adgang til velfungerende finansielle markeder, og dermed er danske forbrugere bedre til at jævne forbruget end forbrugere fra andre lande. Ligeledes har finanspolitikken over de sidste to årtier (1990'erne og 2000'erne) være meget transparent, hvor der har været flertal blandt politikerne om en mellemlang finanspolitisk plan for stabilitet, og dermed antyder en ekspansiv finanspolitik i et given år efterfølger en mere kontraktiv finanspolitik på et senere tidspunkt. Selvom resultaterne afspejler denne Ricardian adfærd tillader dataet ikke at drage faste konklusioner på dette.

I en artikel af Ravn (2012) opsummeres nogle af de store studiers estimerede finanspolitiske multiplikatorer, samt multiplikatoren fra studiet af Ravn og Spange (2012)². I Figur 2.2 herunder ses denne opsummering.

Figur 2.2. Finanspolitiske multiplikator i udvalgte empiriske studier



Anm.: Figuren angiver hovedresultaterne i de respektive studier, som bør sammenlignes med forsigtighed. Alle de viste multiplikatorer relaterer sig til offentligt forbrug. Multiplikatorerne i de to søjler længst til højre (Ilzetzi mfl. (2010) og Ramey (2011a)) angiver den akkumulerede multiplikator, dvs. den akkumulerede stigning i BNP i forhold til den akkumulerede stigning i det offentlige forbrug over et antal år. Effekterne i de øvrige studier angiver multiplikatoren i samme periode, som finanspolitikken ændres. I studiet af Ravn og Spange (2012) er den umiddelbare og den akkumulerede multiplikator ens.

Kilde: (Ravn, 2012).

²I 2012 udgav de et arbejdspapir vedrørende deres studie, men den endelige artikel udkom først i 2014. Selve multiplikatoren er en smule større i arbejdspapiret end deres endelige udgivelse i 2014, hvilket muligvis skyldes inkluderingen af et eksogent variabel for lag af USA's BNP, da det antages at en global recession vil have indflydelse på både den danske BNP og udenlandsk handelsvægtet BNP. De øvrige resultater og konklusioner er dog ens i de to studier.

Blanchard og Perotti (2002) er nok en af de mest kendt studier, som mange nyere studier refererer til i forhold til metoden den finanspolitiske effekt estimeres på. Deres metode er en SVAR-model, hvor modellen bygger på antagelsen om at det tager tid at ændre på finanspolitikken når der sker pludselige konjunkturudsving og at denne proces vil tage længere tid end ét kvartal. Dermed antager de, at den del af finanspolitikken som skyldes ændringer i de økonomiske udsving ikke kan ændres inden for et kvartal. Deres studie viser betydelige og statistiske signifikante effekter af en finanspolitisk stimulus i USA, hvor den finanspolitiske multiplikator for det offentlige forbrug er omkring 0,8-0,9 i det første kvartal og den største effekt viser sig 3-4 år efter den initiale stimulus med en multiplikator på 1,3. Hertil finder de at den finanspolitiske multiplikator for skattelettelser er mindre end for det offentlige forbrug, denne er omkring 0,7 i det første kvartal og den maksimale effekt sker efter 1-2 år med multiplikatoren på 0,8. De øvrige studier på amerikanske data omhandler Barro og Redlick (2011), Galí et al. (2007), Nakamura og Steinsson (2014) og Ramey (2011), hvor hver især har forskellige estimeringsmetoder og derfor ses der en forholdsvis stor forskel i multiplikatorerne. Studiet af Beetsma og Giuliodori (2011) estimerer effekten på en række EU-lande, og studiet af Ilzetzki et al. (2013) er opgjort på 44 forskellige lande med inkludering af både industri- og udviklingslande.

De ovenstående empiriske studiers resultater bevidner til, at effekten af finanspolitikken er forskellig fra land til land. Resultaterne vidner dog om, at der er en realøkonomisk effekt på kort sigt, mens tidshorisonten for effekten viser sig at være forskellige for de enkelte lande. Yderligere viser det empiriske studie vedrørende den danske økonomi at have en anderledes effekt end for de store åbne økonomier. Dermed ses der ikke en ens tendens for alle lande, hvilket dermed giver anledning til at antage at specialets empiriske resultater vil ligne Ravn og Spange (2014), hvorimod det kan være sværere at sammenligne specialets resultater til studierne fra USA, England, Tyskland og Italien. Figur 2.2 styrker denne observering, da der ses stor forskel i multiplikatoren selv inden for det samme land. Det bevidner dermed, at der ikke er en ens konsensus når det omhandler estimeringsmetoden af den finanspolitiske effekt.

2.4 Delkonklusion

Den realøkonomiske cyklus beskriver de udsving der er i den økonomiske aktivitet, og har fire overordnet faser; ekspansion, top, kontraktion og bund. Under en ekspansion oplever økonomien fremgang, hvor den på sigt opnår toppen og derefter overgår til en kontraktion. Heri oplever økonomien en nedgang i den økonomiske aktivitet og på sigt når bunden, hvor økonomien efterfølgende bliver forbedret.

Finanspolitik omfatter anvendelsen af landets indtægter og udgifter til at stabilisere konjunkturmæssige og strukturelle udsving i økonomien. Heri omhandler det oftest anvendelsen af det offentlige forbrug, samt skatter og afgifter til at påvirke realøkonomien. Hovedformålet er at påvirke efterspørgslen, hvilket gennem flere

kanaler kan påvirke resten af realøkonomien. En ekspansiv finanspolitik benyttes til at stimulere økonomien i en lavkonjunktur, hvorimod en kontraktiv finanspolitik benyttes i en højkonjunktur. En forøgelse af det offentlige forbrug har en større multiplikatoreffekt relativt til skattelettelser, da en højere disponibel indkomst ikke nødvendigvis går til det indenlandske forbrug. En ekspansiv finanspolitik kan have en mulig indvirkning på rentesatsen, og dermed også investeringer, valutakursen og inflationen. Derfor er en ekspansiv finanspolitik ikke uden mulige konsekvenser, men disse konsekvenser kan afbødes under en recession da økonomien i forvejen ikke har en normal økonomisk aktivitet.

Metoden til at evaluere finanspolitikken overordnet effekt på økonomien kan gøres ved at estimere multiplikatoreffekten. Den defineres typisk som forholdet mellem ændringen i output og ændringen i det offentlige forbrug eller skatteoverskud. Hvis den finanspolitiske multiplikator er større end 1 tolkes det som, at for hver krone staten forbruger vil økonomien vokse med mere end én krone. Derimod vil en multiplikator der er under 1 betyde, at økonomien vokser med mindre end én krone for hver krone staten forbruger. Litteraturen har identificeret to typer af afgørende faktorer der har indflydelse på størrelsen af multiplikatoren, hvilket er strukturmæssige karaktertræk i landet og sammentræffende faktorer.

De omtalte empiriske studier bevidner til, at et stød til det offentlige forbrug medfører en forøgelse af BNP, men at der er forskel i effekten af finanspolitikken fra land til land. Herunder også, at de danske forbruger agerer negativt på stødet til det offentlige forbrug, hvilket ikke karakteriserer de store åbne økonomier som USA.

Økonometrisk metode 3

I det følgende kapitel præsenteres den økonometriske metode, der er valgt til at undersøge specialets problemformulering. Indledningsvist præsenteres HP-filteret, samt auto- og krydskorrelation, hvilket benyttes til en deskriptiv analyse. Efterfølgende præsenteres opsætningen af en SVAR-model, hvilket benyttes til at svare på specialets problemstilling.

3.1 Hodrick–Prescott filter

Bestemmelsen af en økonomisk cyklus findes ved at kigge på de enkelte variables udsving omkring den underliggende trend. Heri fratrækkes den underliggende trend, hvilket gøres ved brugen af Hodrick-Prescott (HP) filteret. Grundlæggende forsøger HP-filteret at bestemme den underliggende trend, μ_t , og de cykliske udsving, $y_t - \mu_t$. Dette er et minimeringsproblem som kan udtrykkes på følgende måde,

$$\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (y_t - \mu_t)^2 + \frac{\lambda}{T} \sum_{t=2}^{T-1} [(\mu_{t+1} - \mu_t) - (\mu_t - \mu_{t-1})]^2 \quad (3.1)$$

hvor T er antallet af ubrugte observationer og λ er en *smoothing*-parameter.

Formålet med Ligning (3.1) er at finde den trend der ligger tættest på den faktiske tidsserie, således at de cykliske afvigelser minimeres. Problemet ved dette er dog bestemmelsen af μ_t til denne minimering, hvori minimeringsproblemet er at fastsætte værdien af λ . En forøgelse af λ fungerer til at udjævne trenden, hvori hvis $\lambda = 0$ er minimeringsproblemet minimeret når $y_t = \mu_t$ og dermed er trenden lig med y_t . Hvis $\lambda = \infty$ vil det være minimeret når $(\mu_{t+1} - \mu_t) = (\mu_t - \mu_{t-1})$. Dermed, når $\lambda = \infty$ vil ændringerne i trenden være konstant, og dermed en lineær tidstrend (Enders, 2014).

Det antyder, at værdien af λ har en afgørende betydning for minimeringsproblemet. Valget af denne værdi afhænger af antagelsen om den underliggende trends volatilitet, hvori fastsættelsen af værdien typisk er baseret på frekvensen af dataet. Heri er værdien af λ for kvartalsvist data oftest sat til at være 1600, mens det for årlige data er 100. Der er dog ikke et ensidig svar på disse værdier, hvor der er flere som har argumenteret for mindre og større værdier for årlige, såvel som kvartalsvis data. Yderligere argumenteres der ligeledes for, at bestemmelsen λ afhænger af variablen (Mohr, 2006).

3.2 Auto- og krydskorrelation

Autokorrelationen tager udgangspunkt i en univariat tidsserie, hvor det beskriver korrelation mellem værdierne i processen på forskellige tidspunkter som en funktion af tiden. Lad X være en gentagende proces, og lad i være på et bestemt tidspunkt. Derudover har processen defineret værdier af gennemsnittet μ_i og variansen σ_i^2 på hvert tidspunkt i . Definitionen af autokorrelationen mellem tidspunkt s og tidspunkt t er dermed defineret som følgende,

$$\rho(s, t) = \frac{E[(X_t - \mu_t)(X_s - \mu_s)]}{\sigma_t \sigma_s} \quad (3.2)$$

Hvis Ligning 3.2 er veldefineret vil værdierne ligge mellem $[-1, 1]$, hvor 1 indikerer perfekt korrelation og -1 indikerer perfekt antikorrelation. Hvis X er en andenordens stationære proces er μ og σ^2 tidsuafhængige, og den videre autokorrelation afhænger dermed kun på forskellen mellem t og s . Det betyder, at korrelationen kun afhænger af tidsdistancen mellem værdierne, men ikke deres position på tidspunktet. Dette antyder, at autokorrelationen kan udtrykkes som en funktion af tidslags. Dermed vil dette være en funktion af lag $k = s - t$, hvilket antyder $s = t + k$. Dette kan opstilles i følgende ligning,

$$\rho_k = \frac{E[(X_t - \mu_t)(X_{t+k} - \mu)]}{\sqrt{E[(X_t - \mu)^2]E[(X_{t+k} - \mu)^2]}} = \frac{E[(X_t - \mu_t)(X_{t+k} - \mu)]}{\sigma^2} \quad (3.3)$$

hvor X_t og X_{t+k} er en tidsserie ved lag k . Autokorrelationskoefficienten ρ_k er defineret som autocovariansen γ_k divideret med variansen γ_0 (Usono, 2015). Ved at plote ρ overfor lag k kaldes det deraf autokorrelationsfunktionen (ACF).

Krydskorrelationen tager, til forskel fra autokorrelationen, udgangspunkt i en multivariat tidsserie og beskriver korrelationen mellem to tidsserier. Lad X_t og Y_t være to forskellige tidsserier, hvori X_t kunne være krydskorreleret med Y_t ved lag k . Krydskorrelationsfunktionen er deraf givet ved,

$$\gamma_{xy}(\tau) = E[(X_t - \mu_x)(Y_{t+\tau} - \mu_y)] \quad (3.4)$$

hvor μ_x og μ_y er gennemsnittet for henholdsvis X_t og Y_t . Hvis $X_t = Y_t$ for alle t vil krydskorrelationsfunktionen være autokorrelationsfunktionen (Usono, 2015).

3.3 Vector Autoregression Model

En Vector Autoregression Model (VAR) er en multivariat model, da der er mere end én endogen variable i modellen. En VAR-model er et system bestående af m ligninger og n variable, hvor hver variable forklares af lag af variabelen selv, samt lags af de resterende $m - 1$ variable i systemet. VAR-modellen behandler alle variable som endogene, og er dermed særlig egnet til at beskrive sammenhænge mellem flere endogene variable over tid.

Der findes flere forskellige typer af VAR-modeller, men typisk arbejdes der med to; den reducerede VAR og den strukturelle VAR (SVAR). Uanset udgangspunktet er det nødvendigt at estimere den reducerede VAR, da en SVAR ikke kan estimeres direkte, men estimeres gennem en omskrivning af SVAR til den reducerede VAR. Forskellen mellem disse to modeltyper er, at SVAR tillader variablene at interagere med hinanden igennem deres lags, men dertil tillader samtidige effekter mellem de endogene variable. De to modeltyper benytter sig deraf med to forskellige typer af kausalitet. Kausaliteten i VAR betegnes som *Granger Causality*, mens den er bundet op på et økonomisk grundlag i SVAR (Enders, 2014).

Afsnittet er baseret på fremgangsmåden beskrevet af Lütkepohl (2013), og igennem afsnittet vil estimeringen af SVAR tage udgangspunkt i et eksempel, der undersøger sammenhængen mellem indkomst, y_t , og realrenten, i_t .

3.3.1 Den reducerede VAR

Grundet en stærk teoretisk evidens for, at stigningen i realrenten vil medføre et fald i indkomsten kan det ikke argumenteres at y_t og i_t er eksogent bestemt. Heraf kan den reducerede VAR benyttes, hvori ligningen for indkomsten y_t påvirkes af værdien af y_t fra tidligere perioder og værdien af realrenten, i_t , fra tidligere perioder. Denne sammenhæng er ligeledes gældende ved ligningen for realrenten. Heraf kan der opstilles en 2VAR(1), hvor ligningen for indkomsten er følgende,

$$y_t = v_y + \phi_{yy}y_{t-1} + \phi_{yi}i_{t-1} + \varepsilon_{y,t} \quad (3.5)$$

Ligningen for realrenten er ligeledes følgende,

$$i_t = v_i + \phi_{iy}y_{t-1} + \phi_{ii}i_{t-1} + \varepsilon_{i,t} \quad (3.6)$$

hvor v er en konstant, ϕ er parameterværdierne og ε er fejlleddet. Ligningssystemet kan ligeledes udtrykkes på matrixform,

$$\underbrace{\begin{bmatrix} y_t \\ i_t \end{bmatrix}}_{Y_t} = \underbrace{\begin{bmatrix} v_y \\ v_i \end{bmatrix}}_v + \underbrace{\begin{bmatrix} \phi_{yy} & \phi_{yi} \\ \phi_{iy} & \phi_{ii} \end{bmatrix}}_{\phi_1} \underbrace{\begin{bmatrix} y_{t-1} \\ i_{t-1} \end{bmatrix}}_{Y_{t-1}} + \underbrace{\begin{bmatrix} \varepsilon_{y,t} \\ \varepsilon_{i,t} \end{bmatrix}}_{\varepsilon_t} \quad (3.7)$$

Heraf kan Ligning (3.7) omskrives til følgende kompakte form,

$$Y_t = v_0 + \phi_1 Y_{t-1} + \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t \sim IDD(0, \Sigma_\varepsilon) \quad (3.8)$$

Det betinget gennemsnit i den reducerede VAR indeholder ikke de samtidige effekter mellem variablene, men indeholder deraf kun lags af variablene. De samtidige effekter opfanges derimod i fejlleddets varians-kovarians matrice, hvor fejlleddet udtrykkes på følgende måde

$$\begin{pmatrix} \varepsilon_{y,t} \\ \varepsilon_{i,t} \end{pmatrix} \sim IID \left(\begin{pmatrix} 0 \\ 0 \end{pmatrix}, \begin{pmatrix} \sigma_{yy}^2 & \sigma_{yi} \\ \sigma_{iy} & \sigma_{ii}^2 \end{pmatrix} \right) \quad (3.9)$$

Hertil udtrykkes varians-kovarians matricen på følgende måde,

$$\Sigma_{\varepsilon} = E \left[\left(\begin{bmatrix} \varepsilon_{y,t} \\ \varepsilon_{i,t} \end{bmatrix} - E \begin{bmatrix} \varepsilon_{y,t} \\ \varepsilon_{i,t} \end{bmatrix} \right) \left(\begin{bmatrix} \varepsilon_{y,t} \\ \varepsilon_{i,t} \end{bmatrix} - E \begin{bmatrix} \varepsilon_{y,t} \\ \varepsilon_{i,t} \end{bmatrix} \right)^T \right] \quad (3.10)$$

Det ses heri, at Ligning 3.10 er en *full matrix* (Enders, 2014).

3.3.2 Den strukturelle VAR

I dette afsnit gennemgås præsentationen af en SVAR-model med udgangspunkt i samme eksempel som i Afsnit 3.3.1. Der opskrives således en 2SVAR(1)-model, hvor ligningen for indkomsten har følgende form,

$$y_t = \omega_y - b_{0yi}i_t + b_{1yi}i_{t-1} + b_{1yy}y_{t-1} + u_{yt} \quad (3.11)$$

Ligeledes har ligningen for realrenten følgende form,

$$i_t = \omega_i - b_{0iy}y_t + b_{1ii}i_{t-1} + b_{1iy}y_{t-1} + u_{it} \quad (3.12)$$

hvor ω er en konstant, b er parameterværdierne og u er fejleddet. Dette ligningssystem kan udtrykkes på følgende matrixform,

$$\underbrace{\begin{bmatrix} 1 & b_{0yi} \\ b_{0iy} & 1 \end{bmatrix}}_{B_0} \underbrace{\begin{bmatrix} y_t \\ i_t \end{bmatrix}}_{Y_t} = \underbrace{\begin{bmatrix} \omega_y \\ \omega_i \end{bmatrix}}_w + \underbrace{\begin{bmatrix} b_{1yy} & b_{1yi} \\ b_{1iy} & b_{1ii} \end{bmatrix}}_{B_1} \underbrace{\begin{bmatrix} y_{t-1} \\ i_{t-1} \end{bmatrix}}_{Y_{t-1}} + \underbrace{\begin{bmatrix} u_{yt} \\ u_{it} \end{bmatrix}}_{u_t} \quad (3.13)$$

Ligning (3.13) kan omskrives til denne kompakte form,

$$B_0 Y_t = w + B_1 Y_{t-1} + u_t, \quad u_t \sim \text{IID}(0, \Sigma_u) \quad (3.14)$$

Som tidligere nævnt indeholder SVAR-modellens betinget gennemsnit samtidige effekter mellem variablene, samt lags af variablene, hvori varians-kovarians matricen til det tilhørende fejledd nu er en diagonal matrice. Det skyldes at fejleddet ikke opfanger de samtidige effekter mellem variablerne. På matrixform kan fejleddet i Ligning (3.14) udtrykkes på følgende måde,

$$\begin{pmatrix} u_{y,t} \\ u_{i,t} \end{pmatrix} \sim \text{IID} \left(\begin{pmatrix} 0 \\ 0 \end{pmatrix}, \begin{pmatrix} \sigma_{yy}^2 & 0 \\ 0 & \sigma_{ii}^2 \end{pmatrix} \right) \quad (3.15)$$

Heri ses det, at fejleddet ikke opfanger disse samtidige effekter længere, som var tilfældet ved den reducerede VAR (Enders, 2014).

3.3.3 Identifikation af den strukturelle VAR

En SVAR-model identificeres ved at påføre et antal restriktioner, således at der opstår en overensstemmelse mellem antallet af parametre mellem den reducerede VAR og SVAR. Ved at påføre restriktioner på SVAR-modellen vil denne uoverensstemmelse mellem antallet af parametre løses, og i den forbindelse skabes

der en kausal rangordning der bunder i den økonomisk teori. Heri ringordneres variablene ud fra, hvilket variable der antages at være mest eksogene til mest endogene. Ved at påføre et antal af restriktioner til SVAR-modellen kan den herefter identificeres ud fra den reducerede VAR, således at der opstår en omskrivning af SVAR-modellen til den reducerede VAR.

Ved at tage udgangspunkt i Ligning (3.14) kan den reducerede VAR findes ved en multiplikation af den inverse B_0 -matrice på begge sider af lighedstegnet. Deraf opstår følgende,

$$\begin{aligned} \begin{bmatrix} y_t \\ i_t \end{bmatrix} &= \overbrace{\begin{bmatrix} 1 & b_{0yi} \\ b_{0iy} & 1 \end{bmatrix}^{-1} \begin{bmatrix} \omega_y \\ \omega_i \end{bmatrix}}^v + \overbrace{\begin{bmatrix} 1 & b_{0yi} \\ b_{0iy} & 1 \end{bmatrix}^{-1} \begin{bmatrix} b_{1yy} & b_{1yi} \\ b_{1iy} & b_{1ii} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{t-1} \\ i_{t-1} \end{bmatrix}}^{\phi_1} \\ &\quad + \overbrace{\begin{bmatrix} 1 & b_{0yi} \\ b_{0iy} & 1 \end{bmatrix}^{-1} \begin{bmatrix} u_{yt} \\ u_{it} \end{bmatrix}}^{\epsilon_t} \end{aligned} \quad (3.16)$$

Ligning (3.16) kan skrives på følgende kompakte form,

$$Y_t = v + \phi_1 Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3.17)$$

Varians-kovarians matricen til det tilhørende fejllid vil heraf være følgende,

$$\Sigma_\varepsilon = B_0^{-1} \Sigma_u (B_0^{-1})^T \quad (3.18)$$

Generelt har SVAR flere parametre end den reducerede VAR, og deraf kan de strukturelle parametre ikke identificeres ud fra den reducerede VAR, hvilket kaldes for identifikationsproblemet. Dermed arbejdes der med en underidentificeret model, og hvori der er et behov for at indføre et givent antal restriktioner. En typisk metode til at løse identifikationsproblemet er, at benytte *Cholesky Decomposition*.

Identifikationsproblemet tager udgangspunkt i varians-kovarians matricen fra Ligning (3.17), og dermed også Ligning (3.18). I 2SVAR(1)-eksemplet fra Afsnit 3.3.2 indeholder venstre side i Ligning (3.18) tre parametre, hvorimod højresiden består af fire parametre. Dermed indeholder højresiden af Ligning (3.18) flere parametre end venstresiden, hvori identifikationsproblemet opstår. Heri skal der pålægges et givent antal restriktioner, således at antallet af parametre er ens på begge sider af lighedstegnet. Antallet af restriktioner der skal pålægges er givet ved følgende formel,

$$\frac{m(m-1)}{2} \quad (3.19)$$

hvor m er antallet af variable modellen (Enders, 2014).

Cholesky Decomposition

En *Cholesky Decomposition* tager udgangspunkt i B_0 -matricen fra Ligning (3.14) som indeholder de samtidige effekter mellem variablene. Ved brug af *Cholesky*

Decomposition kan denne matricen transformeres til en *lower-triangular* matrice, hvori der dannes en kausalordning. Heri rangordnes de økonomiske variable fra at være mest eksogene til mest endogene, som sker på baggrund af teoretiske forventninger til hvordan variablene interagerer med hinanden.

Efter pålægningen af de nødvendige antal restriktioner på Ligning (3.18) er der en overensstemmelse mellem antallet af parametre på begge sider af lighedstegnet. Identifikationsproblemet kan herefter løses ved brugen af *Cholesky Decomposition*. Der byttes først rundt på normalisering, grundet enkeltheden, således at normaliseringen skifter fra B_0 -matricen til Σ_u , og dermed bliver det en identitetsmatrice. Denne normalisering medfører en ændring i den reducerede VAR's varians-kovarian matrice for fejllædet,

$$\Sigma_\varepsilon = B_0^{-1}(B_0^{-1})^T \quad (3.20)$$

Ligning (3.20) kan heraf løses ved at benytte *Cholesky Decomposition*, som anvendes på en positiv defineret matrice og dermed kan Σ_ε beskrives som en *lower-triangular* matrice,

$$\Sigma_\varepsilon = B_0^{-1}(B_0^{-1})^T = PP' \quad (3.21)$$

I Ligning (3.21) ses det, at $B_0^{-1} = P$, hvilket er Cholesky-faktoren af varians-kovarians matricen, og dermed er den inverse Cholesky-faktor, P^{-1} , lig med B_0 . Afslutningsvist kan SVAR identificeres gennem den reducerede VAR ved en omskrivning af Ligning (3.16). Heri vil en multiplikation med P^{-1} finde sted,

$$P^{-1}Y_t = P^{-1}B_0^{-1}w + P^{-1}B_0^{-1}B_1Y_{t-1} + P^{-1}B_0^{-1}u_t \quad (3.22)$$

Denne multiplikation udligner B_0^{-1} , og dermed fås det følgende

$$P^{-1}Y_t = w + B_1Y_{t-1} + u_t \quad (3.23)$$

Dermed er SVAR fundet i Ligning (3.23) ved at benytte *Cholesky Decomposition* (Enders, 2014).

3.3.4 Impulse response functions

Identifikationen af en SVAR-model muliggør det, at der kan udføres *impulse response functions*. Heri kan det undersøges hvorledes et stød til en variabel påvirker de andre variable i modellen over tid, hvilket er det centrale element i specialets analyse.

Grundet at enhver stationær VAR(q) kan omskrives til en Vector Moving Average(∞) (VMA), benyttes denne egenskab til at identificere *impulse response functions*. Der tages derfor udgangspunkt i en VAR(1), hvor dens VMA omskrives til det følgende,

$$Y_t = \mu + \sum_{i=0}^{\infty} \Phi_1^i \epsilon_{t-i} \quad (3.24)$$

Yderligere kan Ligning (3.24) omskrives til at repræsentere en strukturel VMA (SVMA),

$$Y_t = \mu + \sum_{i=0}^{\infty} \Phi_1^i \epsilon_{t-i} = \mu + \sum_{i=0}^{\infty} C_i \epsilon_{t-i} \quad (3.25)$$

Hertil benyttes den redegjorte omskrivning i Afsnit 3.3.3, hvorledes at det vises at $\epsilon_t = B_0^{-1}u_t = Pu_t$. Således er resultatet,

$$Y_t = \mu + \sum_{i=0}^{\infty} C_i B_0^{-1}u_t = \mu + \sum_{i=0}^{\infty} \Theta_i u_{t-i} \quad (3.26)$$

hvor *impulse response functions* er Θ , og disse afhænger af C_i der består af en MA-proces og Cholesky-factoren. Det er disse to elementer der fremkalder *impulse response*, og fordi de afhænger af Cholesky-factoren betyder det af funktionen bestemmes af den kausale rangordning af variablene i modellen.

Typisk tolkes *impulse response functions* som en standardafvigelse, men derimod kan en transformation af variablene til log-differens, samt at multiplicere med 100, tolkes som et procentpoint stød. Der er dermed flere forskellige metoder der kan benyttes til at tolke *impulse response functions* (Enders, 2014).

3.3.5 Modelspecifikationer

Inden SVAR-modellen kan benyttes til estimation er der nogle modelspecifikke antagelser der skal være overholdt. Dette omhandler, at variablene i modellen skal være stationære, det optimale antal af lags i VAR-modellen, stationaritet af VAR-modellen, og autokorrelation i VAR-modellen.

Stationaritet af variablene

Indledningsvist undersøges modellens variable for eksistensen af unit root, da det ellers medfører at variablene ikke betragtes at være stationær.

Til undersøgelsen af unit roots i variablene benyttes Augmented Dickey-Fuller test. Heri holdes test-statistikken om imod de kritiske værdier for at afgøre hvorvidt variablene lider af unit roots. Hvis den rapporterede kritiske værdi er større end test-statistikken lider variablen af unit root, hvortil det er nødvendig at tage den første differens af variablen for at eliminere denne unit root.

Formlen for Augmented Dickey-Fuller test, hvori der inkluderes drift og en lineær tidstrend, er følgende,

$$\Delta y_t = a_0 + \gamma y_{t-1} + a_2 t + \sum_{i=2}^p \beta_i \Delta y_{t-i+1} \epsilon_t \quad (3.27)$$

Nullhypotesen er at der ikke eksisterer unit root $H_0 : \gamma = 0$, hvor $\gamma = (a_1 - 1)$. Da Augmented Dickey-Fuller testen er følsom overfor autokorrelation findes den korrekte laglængde ved at benytte AIC (Enders, 2014).

Antallet af lags

Det er en vigtig proces at bestemme antallet af lags, da det kan påvirke modellen betydeligt hvis der er for få eller for mange lags. Ved at inkludere for få lags kan det medføre misspecifikationsproblemer, og dermed kan introducere *omitted variable bias*. Inkluderingen af for mange lags kan derimod medføre en øget varians i estimatorerne, hvori modellen dermed bliver mindre efficient. Dette er især et problem med en lille stikprøve, da der bliver opbrugt én frihedsgrad hver gang der tilføjes et ekstra lag. Bestemmelsen af det korrekte antal lags gøres ud fra informationskriteriet, hvor der heri benyttes Akaike Information Criterion (AIC). Dette er en metode der anvendes til at måle informationstab i en model ved et givent antal lags, hvor der heraf anvendes det antal lags der har det lavest informationstab. Dette måles ved den laves AIC-værdi. Formlen for AIC har følgende form,

$$AIC = 2K - 2 \ln L \quad (3.28)$$

hvor K er antallet af parametre i modellen og $\ln L$ er log-likelihood af modellen.

Stationæritet af VAR-modellen

Den reducerede VAR antages for at være stationær hvis følgende betingelser er opfyldt:

- Gennemsnittet er konstant og endelig, $E[Y_t] = \mu$
- Kovarians-matricen er konstant og endelig, $E[(Y_t - \mu)(Y_t - \mu)^T]$
- Autokovariansen afhænger af mængden af lags, og ikke af tiden t ,
 $\text{Cov}(Y_t, Y_{t-1}) = \Gamma$

Ligeledes antages den reducerede VAR at være stationær hvis

$$\det(\phi - \lambda I) = 0 \quad (3.29)$$

I Ligning (3.29) skal egenverdierne, i absolut værdi, være mindre end 1, $|\lambda| < 1$. Dette forstås som at egenverdierne til companion-matricen ligger inden for enhedscirklen. Hvis dette ikke kan overholdes, vil processen ikke være stationær, og den reducerede VAR vil ikke konvergere mod det ubetinget gennemsnit over tid. Betragt følgende VAR(1)

$$Y_t = v_0 + \phi Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3.30)$$

Den tidligere værdi for Y_t kan substitueres ind i Ligning (3.30)

$$Y_t = (I + \phi_1)v_0 + \phi_1^2 Y_{t-2} + (I + \phi_1)\varepsilon_{t-1} \quad (3.31)$$

Denne substitution gentages, hvilket medfører følgende

$$Y_t = \phi^{t-1} Y_1 + \sum_{j=0}^{t-2} \phi_1^j v_0 + \sum_{j=0}^{t-2} \phi_1^j \varepsilon_{t-j} \quad (3.32)$$

Det ses i Ligning (3.32), at effekten af effekten af forstyrrelsen i fejllødet ε_{t-j} kun forsvinder hvis $\phi^j \rightarrow 0$ når $j \rightarrow \infty$. Heraf ses det, at effekten kun forsvinder hvis modellen er stationær, når $\phi < 1$.

$$E[Y_t] = \sum_{i=0}^{\infty} \phi_1^i v_0 = (I - \phi)^{-1} v_0 = \mu \quad (3.33)$$

Dermed, hvis $\phi^j \rightarrow 0$ når $j \rightarrow \infty$ er momenterne endelig, og modellen bevæger sig mod dets ubetinget gennemsnit (Enders, 2014).

Autokorrelation i VAR-modellen

Elimineringen af autokorrelation er vigtigt, da fejlløddet er korreleret med tidligere perioder som kan øge variansen, og dermed værende en mindre efficient model (Lütkepohl, 2013).

Efterfølgende eftertjekkes det om der er autokorrelation i modellen ved at benytte Portmanteu-testen, hvilket er en standard test for at teste om der er autokorrelation i VAR modeller. Nulhypotesen i Portmanteu-testen er, at alle residual autokovarianser er nul, $H_0 : E(u_t u_{t-i}') = 0$. Hvorimod er den alternative hypotese, at der mindst er en autokovarians og dermed autokorrelation. Teststatistikken er baseret på residual autokovarians,

$$\hat{C}_j = T^{-1} \sum_{t=j+1}^T \hat{u}_t \hat{u}_{t-j}' \quad (3.34)$$

hvor $\hat{u}_t$ er gennemsnitsjusteret estimeret residualer.

Portmanteu-statistikken er givet ved følgende,

$$Q_h = T \sum_{j=1}^h \text{tr}(\hat{C}_j' \hat{C}_0^{-1} \hat{C}_j \hat{C}_0^{-1}) \quad (3.35)$$

hvor $\hat{C}_i$ er defineret i Ligning (3.34). Teststatistikken er approksimativt fordelt som $\chi^2(K^2(h-p))$. For mindre stikprøver, eller værdier af h som ikke er tilstrækkelig stor, kan den korrigeret teststatistik beregnes på følgende måde,

$$Q_h^* = T^2 \sum_{j=1}^h \frac{1}{T-j} \text{tr}(\hat{C}_j' \hat{C}_0^{-1} \hat{C}_j \hat{C}_0^{-1}) \quad (3.36)$$

Både teststatistikken i Ligning (3.35) og Ligning (3.36) har de samme asymptotiske egenskaber (Lütkepohl, 2013).

3.4 Estimering af finanspolitisk multiplikator

Estimering af den finanspolitiske multiplikator forekommer ved at tage udgangspunkt i definitionen af den finanspolitiske multiplikator. Typisk defineres det som forhold mellem ændringen i output, ΔY , til ændringen i det offentlige forbrug eller skatteoverskud, ΔG eller ΔT .

Multiplikatoren kan variere meget over tidshorisonten, og dermed fokuseres der på to specifikke finanspolitiske multiplikatorer. Den ene værende *Impact multiplier*, som defineres således,

$$\text{Impact multiplier} = \frac{\Delta Y}{\Delta G} \quad (3.37)$$

som måler forholdet af ændringen i output med ændringen i det offentlige forbrug på tidspunktet for stødet i det offentlige forbrug. Derudover, for at måler effekten af finanspolitikken på længere sigt kan *Cumulative Multiplier* udregnes. Denne defineres således,

$$\text{Cumulative Multiplier} = \frac{\sum_{t=0}^T \Delta Y_{t+1}}{\sum_{t=0}^T \Delta G_{t+1}} \quad (3.38)$$

hvor t angiver tidsperioden. Denne måler den kumulative ændring i output per enhed af ekstra offentligt forbrug der forbruges fra tidspunktet for stødet til tidspunkt t (Batini et al., 2014) (Ilzetzki et al., 2013).

Metodiske fundament 4

I dette kapitel gennemgås specialets metodiske fundament, hvori specialets datagrundlaget beskrives og hvordan specialets data er behandlet.

4.1 Datagrundlag

I specialets analyse anvendes økonomisk kvartalsvis tidsseriedata fra 1991–2021 som er trukket fra *Statistikbanken*. Grundet data er kvartalsvis er der foretaget en sæsonkorrigering af data, således at sæsonpræget hændelser ikke har en indvirkning på data. Grunden til at man sæsonkorrigerer data er for at analysere en udvikling i tidsserien, hvor man ikke kan tilskrive sæsoneffekter. En sæsoneffekt kan være, at månederne op til jul opleves en større stigning i privatforbruget, således at detailhandlen stiger månederne op til jul, hvorefter den falder igen. Denne sæsoneffekt er dermed fjernet ved at lave en sæsonkorrigering af data. Denne sæsonkorrigering er foretaget af Danmark Statistik, hvor de benytter en regressionsmodel som residuallet modelleres ved en ARIMA-model (Danmark Statistik, 2020). Yderligere af data i reelle priser, hvilket betyder at effekterne af inflation er korrigeret ud. Det gør det mere hensigtsmæssigt at sammenligne priser over flere år, da man dermed for realvæksten i f.eks. BNP. Her udregnes priserne i et givet år på baggrund af et basisår, hvilket i specialets tilfælde er 2010. Dermed er specialets reelle priser opgjort på baggrund af 2010-priser. Ligeledes er flere del af dataudtrækkende opgjort i mia. kr., hvor det deraf er konverteret til mio. kr. således at der er en ensartethed i opgørelsen af data.

Data for BNP er hentet fra tabellen NKN1 fra Danmark Statistik, hvor det er opgjort i mia. kr. Det er angivet som kædede værdier i 2010-priser, jf. den ovenstående forklaring. Data for beskæftigelsen hentes ligeledes fra tabellen NKN1 fra Danmark Statistik, hvor det er opgjort i pr. 1.000 personer. Data for offentligt forbrug er også hentet fra tabellen NKN1 fra Danmark Statistik, hvor det er opgjort i mia. kr. og kædede værdier i 2010-priser. Data for privatforbruget er hentet fra tabellen NKN1 fra Danmark Statistik, hvor det ligeledes er opgjort i mia. kr. og kædede værdier i 2010-priser. Data for import og eksport af varer og tjenesteydelser er hentet fra tabellen NKH1 fra Danmark Statistik, hvor det er opgjort i mio. kr. og er angivet som kædede værdier i 2010-priser. Data for offentlige investeringer er hentet fra tabellen NKHI, hvor de ligeledes er opgjort i mio. kr. og angivet som kædede værdier i 2010-priser. Definitionen på offentlige investeringer er heri nyinvesteringer

i offentlig forvaltning og service, hvilket dermed er offentlige investeringer i ikke-markedsmæssige tjenester som finansieres gennem skatter (Danmark Statistik, 2021). Yderligere er der indhentet data for bruttoinvesteringer, ligeledes gennem tabellen NKHI, hvori det er angivet i mio. kr. og angivet som kædede værdien i 2010-priser. Afslutningsvist er data for produktionen hentet fra tabellen NKHO2 fra Danmark Statistik, hvor det er opgjort i mio. kr. og kædede værdier i 2010-priser.

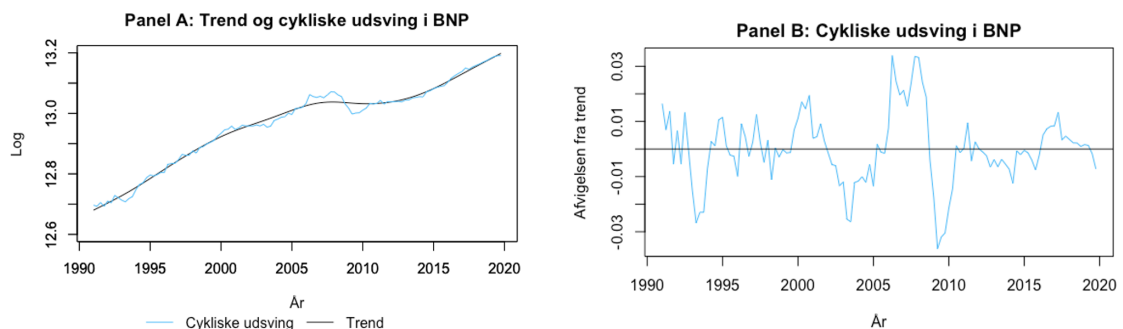
Den realøkonomiske cyklus 5

I det følgende kapitel er hensigten at benytte den overordnet definition af den realøkonomiske cyklus der blev klarlagt i Afsnit 2.1. I det følgende kapitel skal denne definition benyttes til en deskriptiv analyse af den realøkonomiske cyklus, samt hvorvidt der findes en sammenhæng mellem udsving fra den underliggende trend i den realøkonomiske cyklus og andre centrale økonomiske variable.

5.1 Den realøkonomiske cyklus i Danmark

Der er en bred enighed om, at den realøkonomiske cyklus konstrueres ved at tage udgangspunkt i de cykliske udsving fra den langsigtede trend for BNP. Denne realøkonomiske cyklus tager udgangspunkt i kvartalvist data fra perioden 1991–2019, og illustreres i Figur 5.1. Dette er udarbejdet ved at benytte HP-filteret præsenteret i Afsnit 3.1, hvori der er anvendt $\lambda = 1600$. Som nævnt er dette en standardværdi for kvartalvist data, men der er ikke et ensidigt svar på hvilken værdi λ skal have. Da dette afsnit kun er en deskriptiv analyse, vurderes det at det er tilstrækkeligt at benytte en værdi på 1600. Figur 5.1 nedenfor illustrerer den realøkonomiske cyklus for perioden 1991–2019.

Figur 5.1. Den realøkonomiske cyklus for perioden 1991–2019



Panel A i Figur 5.1 viser tydeligt, at der er en positiv trend for udviklingen i BNP fra årene 1991 til 2019, med undtagelse af perioden under finanskrisen i 2008–2010. Derimod viser de cykliske udsving i Panel B, at der har været forholdsvist store afvigelser fra denne positive trend. I starten af 1990'erne ses der en recession,

hvor den på sit laveste var næsten 3% væk fra trenden. Efterfølgende skete der en tilpasning af den danske økonomi, hvilket fik de cykliske udsving til at tilpasse sig således, at udsvingene ikke var særlig markante. I slutningen af 1990'erne oplevede den danske økonomi en ekspansion, som meget hurtigt blev erstattet af recessionen i starten af 2000'erne, også kaldt IT-boblen. Op til, og under, finanskrisen oplevede den danske økonomi de største afvigelser fra den underliggende trend, hvor afvigelserne var 3% da ekspansionen var på sit højeste og -4% da recessionen var den værste. Fra 2000 og frem har der været større udsving fra den underliggende trend, hvor det første er efter 2010 at disse udsving stabiliseres.

Der er yderligere lavet et robusthedscheck, hvor λ -værdien er sat til 1000 og 2000. Heri ændres der ikke på konklusionen, og den realøkonomiske cyklus er nærmest identisk. Disse kan ses i Figur 9.1 og Figur 9.2 i Bilag 9.1.

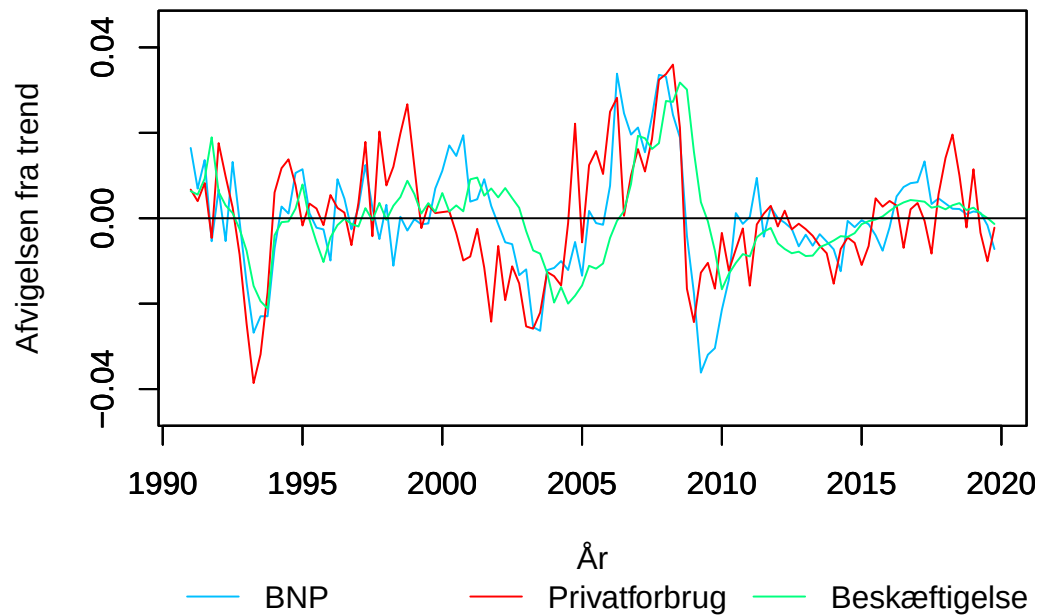
5.2 Sammenhæng mellem cykliske udsving i BNP og andre centrale økonomiske variable

I det foregående afsnit blev den realøkonomiske cyklus defineret, samt klarlægningen af den realøkonomiske cyklus i Danmark. Den realøkonomiske cyklus bliver dog påvirket af mange forskellige faktorer, hvortil dette afsnit vil analysere nærmere. Heri vil en deskriptiv analyse blive udført som vil ligge til grund for, hvordan disse variable kan blive påvirket ved et stød til det offentlige forbrug i det efterfølgende kapitel.

BNP bliver direkte påvirket af udsvingene i privatforbruget, investeringer, offentlige forbrug, eksport og importen. Dermed antages det, at de cykliske udsving i disse variable vil følge de cykliske udsving i BNP, dog med mulighed for forsinkelser i deres udsving da variable ikke nødvendigvis reagerer med det samme ved udsving i et andet variable. BNP vil dermed blive påvirket af, at andre økonomiske variable ændre sig. For eksempel, hvis beskæftigelsen stiger, vil det alt andet end lige medføre at privatforbruget stiger, hvilket medfører at produktionen stiger. Dette vil dermed medføre en stigning i BNP. Dermed vil positive, såvel som negative, udsving påvirke andre økonomiske variable som ikke direkte har indflydelse på udsvingene i BNP. I dette afsnit vil flere af disse variable blive sammenlignet, og ligesom i Figur 5.1 tages der udgangspunkt i den kvartalsvise periode 1991–2019.

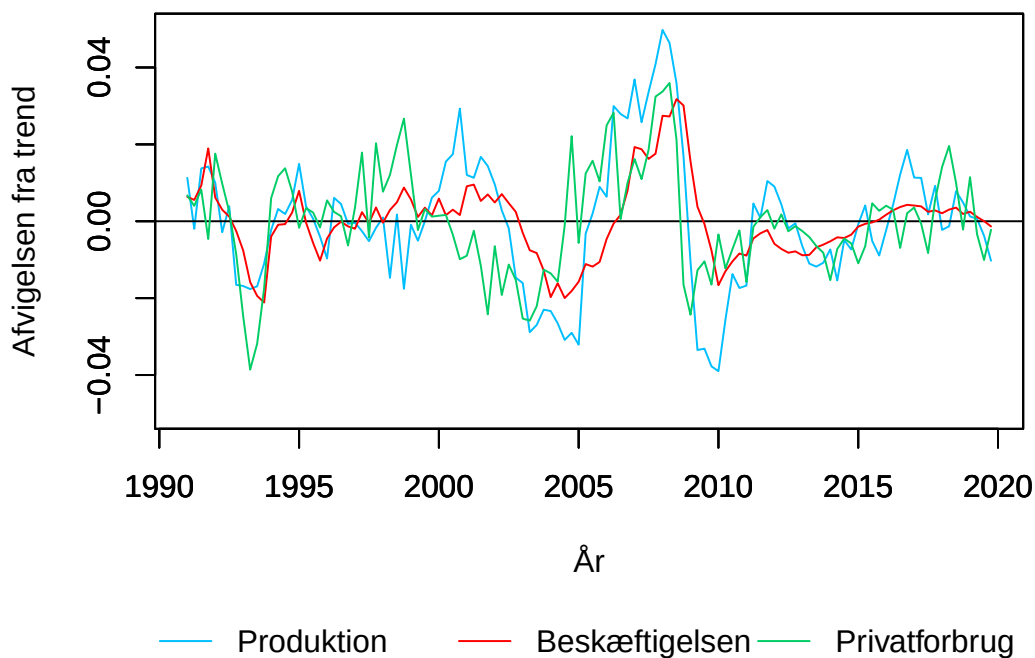
I Figur 5.2 herunder illustreres de cykliske udsving i BNP, privatforbruget og beskæftigelsen.

Figur 5.2. Cykliske udsving i BNP, privatforbrug og beskæftigelsen



Figur 5.2 bekræfter, at de cykliske udsving i BNP og privatforbruget følger hinanden tæt. Dette er dog med undtagelse af privatforbruget i de første par år af 2000'erne, hvor privatforbruget har et negativ cyklisk udsving mens både BNP og beskæftigelsen har et positiv cyklisk udsving. Det antyder det, at privatforbruget ikke driver det positive cyklisk udsving der tydeligt ses for BNP i starten af 2000'erne. Denne periode var karakteriseret af IT-boblen, der startede i slutningen af 1990'erne i USA, og dermed kan det positive udsving i BNP derfor være præget af investeringer fremfor forbruget. Fra 2003 og frem drives væksten igen af privatforbrug. Yderligere viser Figur 5.2, at beskæftigelsens cykliske udsving har forsinkelser i forhold til de cykliske udsving i BNP og privatforbruget, men følger udsvingene i de to variable. Dette kan muligvis være grundet af, at arbejdsmarkedet reaktion på nedgang, eller opgang, er en smule forsinket i forhold til den økonomiske aktivitet.

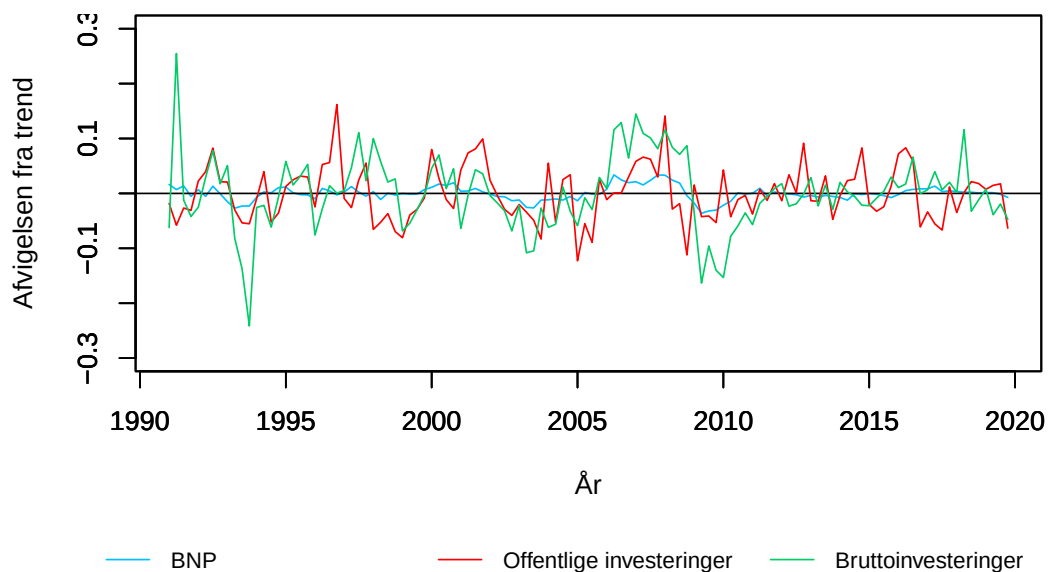
Yderligere illustreres det i Figur 5.3, hvorledes de cykliske udsving for produktionen, beskæftigelsen og privatforbruget hænger sammen.

Figur 5.3. Cykliske udsving i produktion, beskæftigelsen og privatforbrug

Figur 5.3 viser, at specielt de cykliske udsving i produktionen og privatforbruget følger hinanden tæt, hvor beskæftigelsen ligeledes følger tæt men med forsinkelser. Beskæftigelsen har dog mindre udsving end både produktionen og privatforbruget, og i den sidste halvdel af 1990'erne følger den i mindre grad udviklingen i privatforbruget. Overordnet set viser Figur 5.3, at der antydes at være en korrelation mellem produktionen, beskæftigelsen og privatforbruget. Ligeledes antyder Figur 5.2, at der er en korrelation mellem BNP og privatforbruget. Dermed kan det antages, at et positivt stød til BNP ligeledes medfører et positivt stød til privatforbruget og beskæftigelsen.

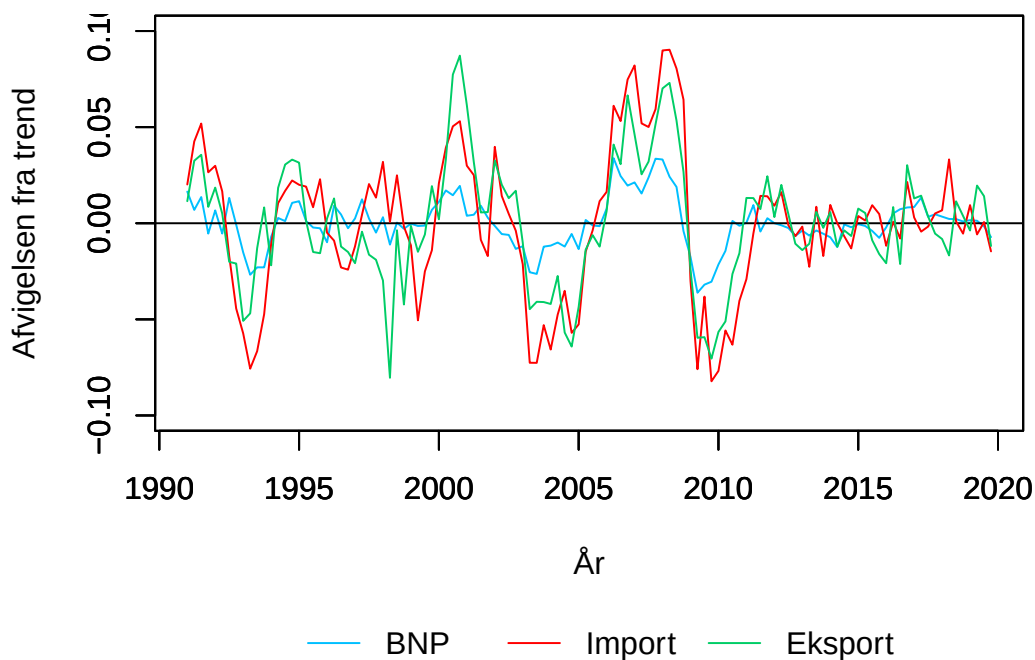
I Figur 5.4 nedenfor illustreres de cykliske udsving i BNP, offentlige investeringer og bruttoinvesteringer.

Figur 5.4. Cykliske udsving i BNP, offentlig investeringer og bruttoinvesteringer



Figur 5.4 illustrerer, at investeringer har mere markante cykliske udsving end BNP har, specielt bruttoinvesteringer i starten af 1990'erne. Både offentlige investeringer og bruttoinvesteringer følger hinandens cykliske udsving forholdsvis tæt. Offentlige investeringer har dog udsving der både er forsinket og før udsvingene i bruttoinvesteringer, men fortegnet på udsvingene er ens for begge. Yderligere kan Figur 5.4 bekræfte hypotesen fra Figur 5.2, at det ikke var privatforbruget der drev det positive cykliske udsving i BNP i starten af 2000'erne. Heri er der både for offentlige investeringer og bruttoinvesteringer positive cykliske udsving i starten af 2000'erne, hvor udsvinget er en smule større for offentlige investeringer end for bruttoinvesteringer.

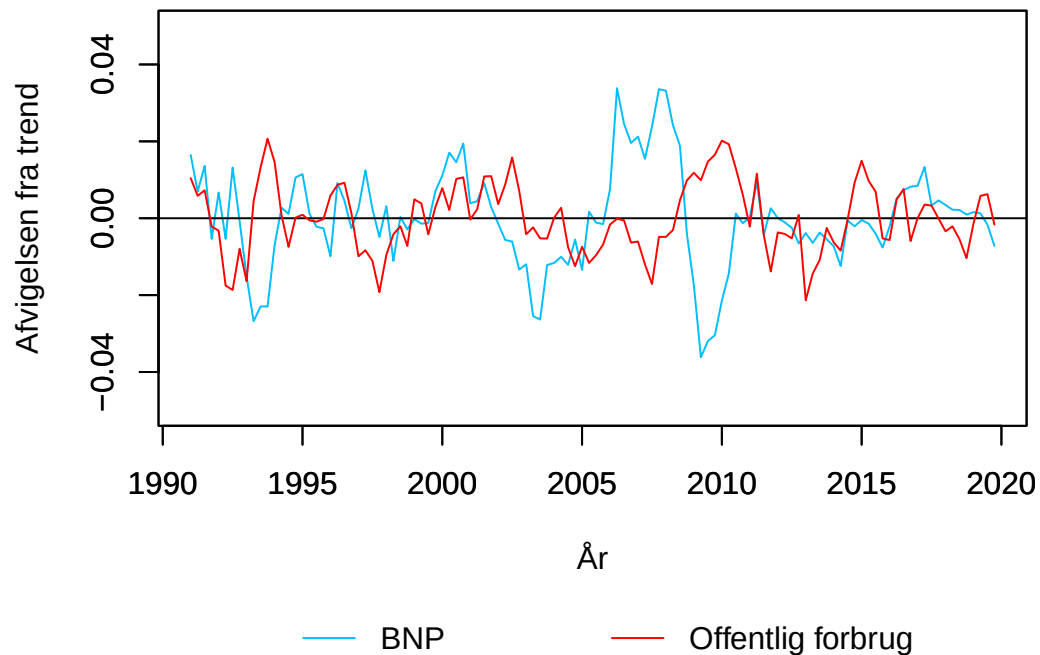
I Figur 5.5 nedenfor illustreres de cykliske udsving i BNP, import og eksport.

Figur 5.5. Cykliske udsving i BNP, import og eksport

Figur 5.5 viser, at de cykliske udsving i importen og eksporten følger hinanden forholdsvis tæt, og dertil ses den samme tendens for de cykliske udsving i BNP. I 1998, og igen i 2017–2018, er der dog et positiv cyklisk udsving for importen mens der er et negativ cyklisk udsving for eksporten. De modsatrettede cykliske udsving i 2017–2018 er dog minimale i forhold til udsvingene i 1998. De negative cykliske udsving gennem perioden er kendetegnet af, at de negative cykliske udsving i eksporten og importen reagerer nærmest samtidig med de negative cykliske udsving i BNP. De cykliske udsving for importen og eksporten er dog større end for BNP. Dette kan have en sammenhæng med, at Danmark er en lille åben økonomi og derfor har en stor import og eksport med omverden. Dermed, hvis der er økonomiske kriser i Europa, eller verden, går det ud over udviklingen i den danske import og eksport.

I Figur 5.6 nedenfor illustreres de cykliske udsving i BNP og det offentlige forbrug.

Figur 5.6. Cykliske udsving i BNP og offentlig forbrug



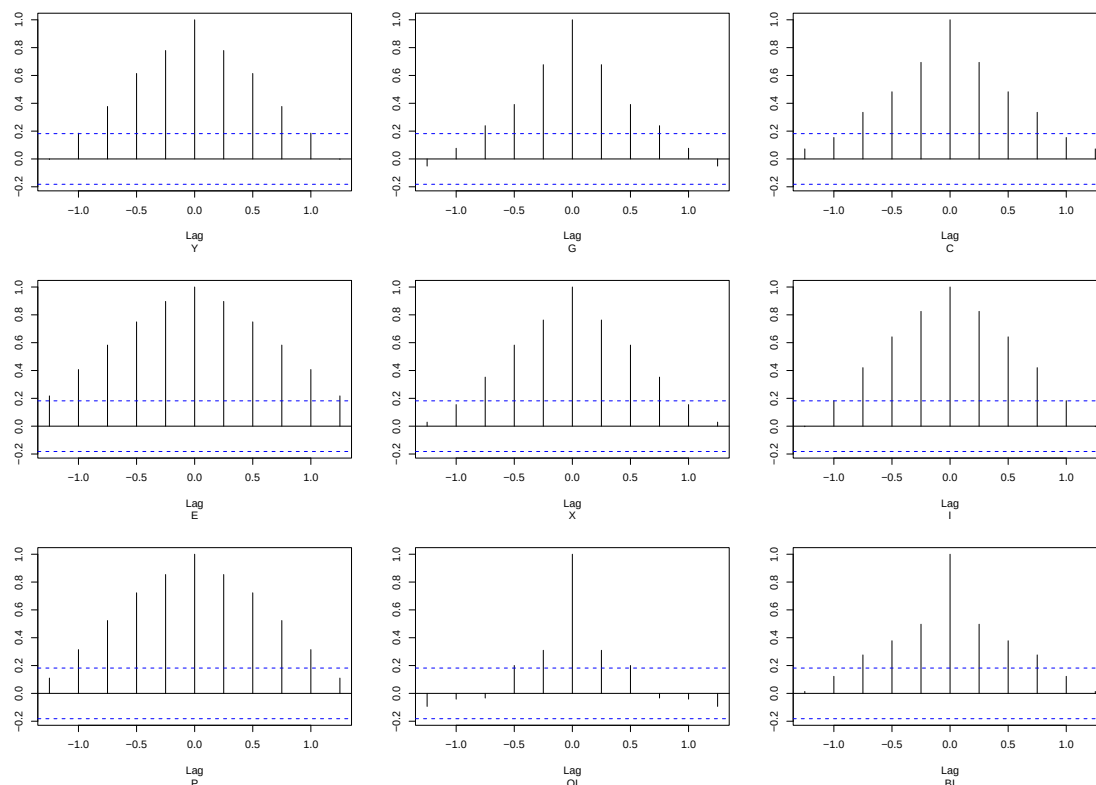
Det ses tydeligt i Figur 5.6, at når den danske økonomi oplever en recession, er de positive cykliske udsving for det offentlige forbrug markante. Dette ses tydeligt i 1993–1994 og 2008–2010. Yderligere, når BNP oplever positive cykliske udsving, er der forskel i hvorvidt det offentlige forbrug ligeledes oplever et positivt cyklisk udsving. For eksempel, i årene omkring 2000 oplevede BNP positive cykliske udsving, hvor der samtidig var positive cykliske udsving for offentligt forbrug. Modsat, i årene 2005–2008 oplevede BNP positive cykliske udsving mens det offentlige forbrug oplevede negative cykliske udsving.

Der er yderligere lavet en robusthedsanalyse, hvor λ -værdien er sat til 1000 og 2000. Heri ændres der ikke på konklusionen, og de cykliske udsving, samt sammenhængen mellem de forskellige cykliske udsving, er nærmest identiske. For de cykliske udsvings robusthedsanalyse er der illustreret, hvordan de cykliske udsving for Figur 5.2 ændres ved at justere på λ -værdien. For hhv. $\lambda = 1000$ og $\lambda = 2000$ kan disse cykliske udsving ses i Figur 9.3 og Figur 9.4 i Bilag 9.1. Samme konklusion kan, som nævnt, drages for de resterende cykliske udsving og derfor er disse ikke illustreret i Bilag 9.1.

5.2.1 Auto- og krydskorrelation

For at supplere ovenstående deskriptive analyse, vil dette afsnit fremvise auto- og krydskorrelationer for variablene. I Figur 5.7 illustreres autokorrelationerne for de enkelte variable benyttet i det ovenstående afsnit.

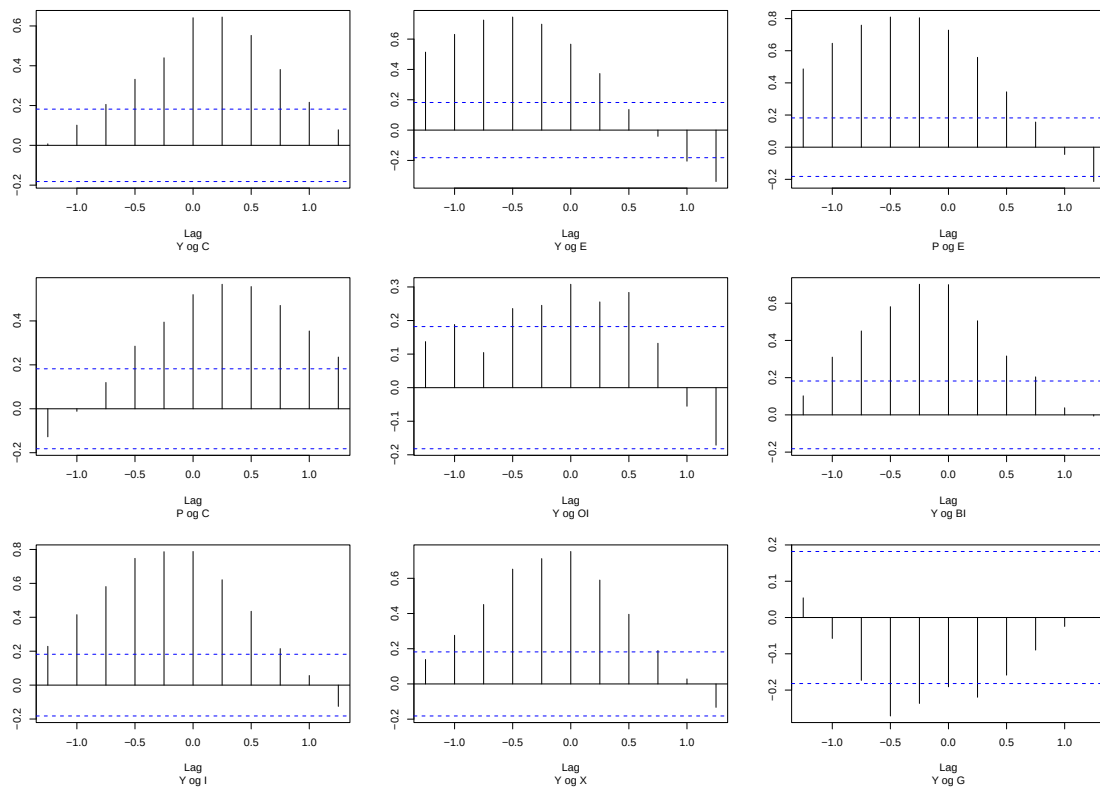
Figur 5.7. Autokorrelation



Y: BNP, G: Offentligt forbrug, C: Privatforbrug, E: Beskæftigelse, X: Eksport, I: Import, P: Produktion, OI: Offentlige investeringer og BI: Bruttoinvesteringer

Figur 5.7 viser at der er flere af de økonomiske variable der har stærke signifikante autokorrelationer. Offentlige investeringer er den der har den laveste autokorrelation, både i forhold til leads og lags. Der er faktisk kun autokorrelation tæt på tidspunkt t , for jo længere væk fra tidspunkt t er autokorrelationen ikke længere særlig tydeligt, samt bliver insignifikant. Yderligere bliver korrelationer også en smule negativ jo længere væk fra tidspunkt t . Ligeledes er autokorrelationerne for de sidste leads og lags for både BNP og det offentlige forbrug negative og ikke særlige stærke. Yderligere viser Figur 5.7, at det er beskæftigelsen der er mest vedholdende, hvor produktion og import er lige efter. Som nævnt, så er offentlige investeringer den der er mindst vedholdende, hvortil bruttoinvesteringer og det offentlige forbrug også er nogle af dem der er mindst vedholdende. Dette ses tydeligere på Figur 9.5 i Bilag 9.2. Herefter kan krydskorrelationerne sammenlignes, hvilket er illustreret i Figur 5.8.

Figur 5.8. Krydskorrelation



Y: BNP, G: Offentligt forbrug, C: Privatforbrug, E: Beskæftigelse, X: Eksport, I: Import, P: Produktion, OI: Offentlige investeringer og BI: Bruttoinvesteringer

Ved at sammenligne med korrelationskoefficienterne for de cykliske komponenter, der er vist i Tabel 9.1 i Bilag 9.2, kan det ses, at BNP lagger privatforbruget, samt at BNP lagger beskæftigelsen. Det samme ses ved produktionen, hvor produktion både lagger beskæftigelse og privatforbruget. Ligeledes lagger BNP også offentlige, såvel som bruttoinvesteringer, og BNP lagger import og eksport. Dertil lagger BNP også det offentlige forbrug. Dermed bevidner Figur 5.8, at BNP er den indikator som resten af økonomien følger. Dette er ikke overraskende, men det er stadig en konklusion som kan bruges til at underbygge den videre analyse. Dertil er auto- og krydskorrelationerne med til at styrke konklusionen fra Afsnit 5.2.

Der er yderligere lavet en robusthedsanalyse, hvor λ -værdien er sat til 1000 og 2000. Heri ændres der ikke på konklusionen, dog er autokorrelationskoefficienterne for de ydre punkter i flere tilfælde blevet negative og insignifikante. For krydskorrelationen er der ikke særlige store forskelle.

5.3 Delkonklusion

Metoden til at måle den realøkonomiske cyklus er oftest gennem BNP's cykliske udsving fra den langsigtede trend, hvor disse cykliske komponenter kan trækkes ud via en statistisk filteringsmetode. Metoden der benyttes er et HP-filter, hvor værdien for λ heri fastsættes til 1600. Den overordnet trend er positiv for BNP, hvorimod der er forholdsvist store cykliske udsving fra den underliggende trend gennem årrækken. Yderligere er der lavet en robusthedsanalyse, hvortil værdien af λ er sat til 1000 og 2000. Heri ændres konklusionerne ikke.

Yderligere er der illustreret de cykliske udsving for udvalgte økonomiske variable, hvor der tydeligt ses en sammenhæng mellem de cykliske udsving i BNP og flere af de økonomiske variable. Dermed antyder det, at et positivt stød til BNP vil have en positiv påvirkning på flere af de økonomiske variable. Dette bakkes op af auto- og krydskorrelationer, hvor alle de økonomiske cyklusser bliver lagget af BNP. Dette er dog ikke overraskende. Yderligere viser de cykliske udsving i det offentlige forbrug at være overvejende positive når de cykliske udsving i BNP er negative.

Realøkonomisk effekt af finanspolitikken i Danmark 6

I kapitlet analyseres der, hvorledes et stød til det offentlige forbrug vil påvirke BNP, privatforbruget og beskæftigelsen ved at opsætte en SVAR-model for henholdsvis perioden 1991–2019 og 1991–2021. Den opsatte modeltype, beskrevet i Afsnit 3.3, tillader anvendelsen af *impulse response functions*, som kan benyttes til at afbillede hvordan systemet reagerer på et stød til det offentlige forbrug. Afslutningsvis estimeres den finanspolitiske multiplikator ud fra *impulse response functions*.

6.1 Hypotese

Specialets hypotese er, at et stød til det offentlige forbrug vil påvirke BNP positivt, samt andre centrale økonomiske variable, jf. Afsnit 2.2. Det forventes dog, at der vil ske en *crowding out* effekt via. privatforbruget, jf. Ravn og Spange (2014) studie af den realøkonomiske effekt i Danmark. Derudover, at effekten af stødet ligeledes er kortvarigt og værende insignifikant forholdsvist hurtigt. Ligeledes forventes det, at den finanspolitiske multiplikator vil ligne resultatet fra Ravn og Spange (2014). Yderligere er specialets hypotese, at der er forskel på effekten af stødet til det offentlige forbrug ved at bruge dataperioden før og efter coronapandemiens indtraf.

6.2 Modelspecifikation

Specialets hypotese undersøges ved at opsætte følgende SVAR-model, som tager udgangspunkt i Ligning (3.11) og Ligning (3.12) der omskrives til et system af fire ligninger,

$$g_t = \omega_g + b_{1gg}g_{t-1} + b_{1gy}y_{t-1} + b_{1gc}c_{t-1} + b_{1ge}e_{t-1} + u_{gt} \quad (6.1)$$

$$y_t = \omega_y - b_{0yg}g_t + b_{1yg}g_{t-1} + b_{yy}y_{t-1} + b_{yc}c_{t-1} + b_{ye}e_{t-1} + u_{yt} \quad (6.2)$$

$$c_t = \omega_c - b_{0cg}g_t - b_{0cy}y_t + b_{1cg}g_{t-1} + b_{1cy}y_{t-1} + b_{1cc}c_{t-1} + b_{1ce}e_{t-1} + u_{ct} \quad (6.3)$$

$$e_t = \omega_e - b_{0eg}g_t - b_{0ey}y_t - b_{0ec}c_t + b_{1eg}g_{t-1} + b_{1ey}y_{t-1} + b_{1ec}c_{t-1} + b_{1ee}e_{t-1} + u_{et} \quad (6.4)$$

SVAR-modellen indeholder følgende variable: g_t som angiver det offentlige forbrug opgjort i 2010-priser, y_t som angiver BNP opgjort i 2010-priser, c_t som angiver privatforbruget opgjort i 2010-priser, samt e_t som angiver beskæftigelsen opgjort pr. 1.000 personer. Dertil er der taget log af alle inkluderede variable i modellen, således at analysens resultater kan fortolkes i procent. Yderligere indeholder SVAR-modellen for perioden 1991–2019 to lag for hver endogen variabel og SVAR-modellen for perioden 1991–2021 indeholder tre lags, hvilket er bestemt ud fra AIC, jf. Bilag 9.3.2. Yderligere ændres antallet af lags i det to SVAR-modeller for en robusthedsanalyse.

Alle variable testes for stationaritet, hvilket opfyldes efter at have taget den første differens af variablene, jf. Bilag 9.3.1. Derudover er der lavet en diagnostik af modellen, hvori det undersøges om modellen er stationær, da dette er en krav for modellens brugbarhed, jf. Bilag 3.3.5. Herudover undersøges VAR-modellen for hvorvidt den indeholder autokorrelation, således at modellens fejllid betegnes som værende en *white noise process*, jf. Bilag 3.3.5. Modellen overholder, jf. Bilag 9.3.3 og Bilag 9.3.4, både kravet om stationærhed og ingen autokorrelation.

Identifikationen af SVAR-modellerne er sket ved brug af *Cholesky Decomposition*, jf. Afsnit 3.3.3, hvor der er pålagt tre restriktioner. Hermed tages der udgangspunkt i en *lower-triangular* matrixform, hvor der skabes en kausal rangorden fra den mest eksogen til den mest endogen variabel i systemet. Denne rangordning er således, at g_t er den mest eksogene variabel i systemet, hvorefter y_t er lige efter. Den mest endogene variabel i systemet er derimod e_t . Denne kausale rangorden er opstillet således på baggrund af, konklusionen fra Afsnit 5.2. Heri konkluderes det, at de cykliske udsving i det offentlige forbrug er positive når de cykliske udsving i BNP er negative. Dermed implicerer det, at det offentlige forbrug er den mest eksogene variabel i modellen, hvor BNP følger efter. Da de cykliske udsving i BNP påvirker de cykliske udsving i privatforbruget og beskæftigelsen implicerer dette, at de er mere endogene end BNP. Dette er specielt tydeligt ved krydskorrelationerne i Figur 5.8. Denne kausale rangordning implicerer, at et stød til det offentlige forbrug i det første kvartal påvirker BNP, privatforbruget og beskæftigelsen i det pågældende kvartal. Efter det første kvartal igangsættes MA-processen og variablene integrerer med hinanden i systemet. Dette er samme metodologi som Blanchard og Perotti (2002), hvori det antages at ændringen i det offentlige forbrug kræver mindst ét kvartal til at reagere på BNP.

6.3 Analyseresultater

I de følgende afsnit vil specialets analyseresultater for perioden 1991–2019 og 1991–2021 præsenteres, samt estimeringen af den finanspolitiske multiplikator.

Den præsenterede SVAR-model, og de tilhørende estimater, kan i sig selv ikke tolkes som den finanspolitiske multiplikator. Derimod kan disse findes ved at anvende SVAR-modellens *impulse responses* af stødet til det offentlige forbrug, ved at

benytte definitionen fra Afsnit 3.4. Heri estimeres den finanspolitiske multiplikator på tidspunktet for stødet via. Ligning 3.37, og multiplikatoren på et hvert tidspunkt efter stødet estimeres via. Ligning 3.38. Multiplikatoren for hvert tidspunkt efter stødet estimeres et år efter stødet¹.

6.3.1 SVAR-model med perioden 1991–2019

I det følgende afsnit præsenteres SVAR-modellens analyseresultater for perioden 1991–2019. I Tabel 6.1 herunder er der opstillet de samtidige effekter mellem de endogene variable i SVAR-modellen.

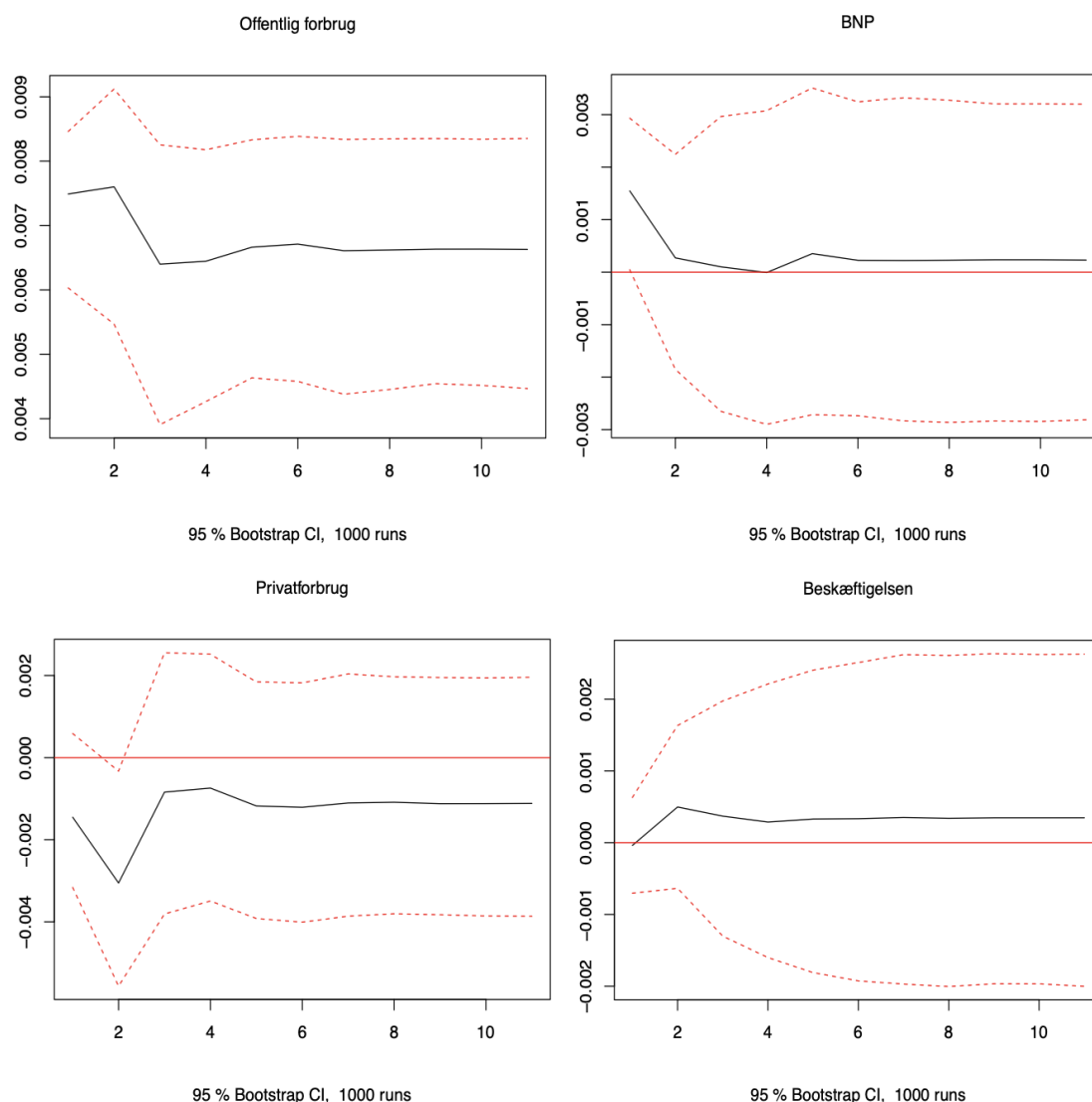
Tabel 6.1. SVAR-modellens B_0 -matricen for perioden 1991–2019

	lnG	lnY	lnC	lnE
lnG	0.007	0	0	0
lnY	0.002	0.008	0	0
lnC	-0.001	0.006	0.010	0
lnE	-0.00004	0.001	0.001	0.004

Ved at gange disse tal med 100 ses det, ved at støde med ét procentpoint til det offentlige forbrug, medfører det en stigning på 0,2 procentpoint i BNP i dette kvartal, men derudover medfører det et fald på 0,1 procentpoint i privatforbruget og et fald på 0,004 procentpoint i beskæftigelsen. Denne negative sammenhæng for beskæftigelsen kan antyde, at arbejdsmarkedet ikke reagerer med det samme på ændringer i økonomien. Ligeledes indikerer den samtidige effekt på privatforbruget, at de danske forbrugere ikke initialt reagerer positivt på en forøgelse i BNP gennem en stigning i det offentlige forbrug. Derudover viser tabellen, at et stød til BNP vil medføre en stigning på 0,6 procentpoint i privatforbruget og en stigning på 0,1 procentpoint i beskæftigelsen. Dette bevidner dermed, at stødet til BNP er den variabel der igangsætter de resterende variables stigning, hvilket også er konklusionen fra Afsnit 5.2.

Herunder i Figur 6.1 er de kumulativ *impulse response* af et stød til det offentlige forbrug afbilledet.

¹I Tabel 9.10 og Tabel 9.11 er der impulse responses af 11. kvartaler, da det første kvartal er tidspunktet på stødet og kan dermed tolkes som kvartal 0

Figur 6.1. Kumulative impulse responses af det offentlige forbrug for perioden 1991–2019

I Figur 6.1 er det tydeligt at se, at stigningen i det offentlige forbrug er vedholdende, hvor det gennem hele perioden forbliver signifikant over 0. Yderligere er stødet kun signifikant i det første kvartal for BNP, i det andet kvartal for privatforbruget og stødet er insignifikant for beskæftigelsen i hele perioden. Disse *impulse responses* er estimeret med et 95% konfidensinterval, og hvis dette bliver estimeret med et 66% konfidensinterval i stedet sker der nogle få ændringer i signifikansniveauet, hvilket kan ses i Figur 9.7. Påvirkningen på BNP er stadig kun signifikant i det første kvartal og påvirkningen på beskæftigelsen er stadig ikke signifikant, derimod er påvirkning på privatforbruget signifikant de to første kvartaler. Heraf ændres konklusionen af signifikansniveauet ikke af betydning, hvis der benyttes et 66% konfidensinterval, og derfor forbliver estimeringen af *impulse response functions* med et 95% konfidensinterval. Figur 6.1 viser ligeledes, at selve den finanspolitiske stimulus ved at øge det offentlige forbrug hurtigt aftager. På tidspunktet for stødet

oplever BNP et forholdsvis stort stød, men dette stød falder hurtigt tilbage til det originale niveau, dog en smule over 0.

Grundet pristræghed er den finanspolitiske stimulus effektiv på kort sigt, da både den nominelle rente og den nominelle valutakurs kan tilpasse sig. Derimod, lige så snart priserne begynder at tilpasse sig vil effekten af den finanspolitiske stimulus formindskes. Dette ses tydeligt i Figur 6.1, da lige så snart at den finanspolitiske stimulus falder til et lavere stabilt niveau, falder påvirkningen på BNP tilsvarende. Overraskende er påvirkningen af stødet til det offentlige forbrug på privatforbruget. Heri observeres der en negativ påvirkning, hvor dette kun er signifikant i kvartalet efter stødet. Denne påvirkning bliver på intet tidspunkt positivt, men stabiliserer sig på et mindre negativt niveau et år efter stødet. Dette antyder, at de danske forbrugere i en vis udstrækning agerer i en Ricardian ækvivalens som svar på et stød til det offentlige forbrug. Heri er de danske forbrugere bekendt med, at et øget offentligt forbrug i dag vil medføre højere skatter og afgifter i fremtiden. Denne påvirkning af stødet på privatforbruget er dog omvendt af, hvad f.eks. Blanchard og Perotti (2002) finder. Ifølge Ravn og Spange (2014) er der to årsager til, at danske forbrugere agerer anderledes på en stigning i det offentlige forbrug. Den første årsag er, at de danske forbrugere har adgang til et velfungerende finansielt marked, hvor de danske husejere siden 1990'erne har haft en nem adgangs til tilbagetrækning af friværdien i realkredit. Det indikerer at de danske forbrugere er bedre til at jævne forbruget relativt til forbrugere fra andre lande, hvilket gør det lettere at reagere ricardiansk med forbruget. Den anden årsag er, at finanspolitikken har været meget transparent siden 1990'erne. Heri er der en mellemlangsigtede finanspolitisk plan som skal sikre fiskal stabilitet, og denne plan er understøttet af en stor andel af politikerne. Dermed antyder denne plan, at en finanspolitisk stimulus i et given år må imødegås af mere snæver finanspolitik i fremtiden, hvis planen for det mellemlange sigt skal opfyldes. Derudover er planen for fremtidens nedskæringer oftest offentliggjort på samme tid som den finanspolitiske stimulus, hvilket dermed antyder at de danske forbrugere på forhånd ved hvordan fremtiden ser ud og derudfra kan reagere ricardiansk. Jf. Afsnit 2.2.1 kan denne *crowding out* effekt dog også være forårsaget af, at rentesatsen øges ved en ekspansiv finanspolitik, hvis der ikke er afsat finansiering til det, og dermed kan dette i en vis udstrækning have en indflydelse på privatforbruget. Derudover vil en inflationsstigning medføre en øget rentesats, hvilket vil formindske privatforbruget da forbrugernes købekraft formindskes. Det er dog begrænset hvor meget rente- og inflationskanalen har denne indflydelse i Danmark grundet den danske fastkurspolitik overfor euroen. Yderligere viser Figur 6.1, at beskæftigelsen reagerer positivt på et stød til det offentlige forbrug, hvor det dog ikke er signifikant og påvirkningen er negativ på tidspunktet for stødet. Denne negative påvirkning kan hænge sammen med de cykliske udsving der illustreres i Figur 5.2. Heri er de cykliske udsving fra beskæftigelsen en smule lagget i forhold til de cykliske udsving i BNP og privatforbruget, hvilket kan skyldes at arbejdsmarkedet ikke reagerer med det samme på ændringer i økonomien.

Analysen af stødet til det offentlige forbrug for BNP og beskæftigelsen stemmer overens med den opsatte hypotese, og ligeledes hypotesen om hvordan privatforbruget i Danmark reagerer på stødet. Dermed sker der en *crowding out* effekt via. privatforbruget i Danmark. Dette er til forskel fra flere af de andre studier præsenteret i Afsnit 2.3, hvor et positivt stød til det offentlige forbrug medvirker til en stigning i privatforbruget. Ydermere understøtter analyseresultaterne den økonomiske teori, hvori et øget offentligt forbrug medfører en stigning i BNP og beskæftigelsen. Derudover understøtter analyseresultaterne konklusionen af Ravn og Spange (2014), dog med forskellen vedrørende længden af signifikansniveauet. Yderligere stemmer analyseresultaterne overens med Fatás og Mihov (2001) for, hvorledes beskæftigelsen reagerer positivt på et stød til det offentlige forbrug.

Den finanspolitiske multiplikator på tidspunktet for stødet er $0,002/0,007 = 0,3$, jf. Tabel 9.10 i Bilag 9.4.1. Dette antyder at en stigning i det offentlige forbrug med 1 DKK resulterer i øjeblikkelig stigning for BNP på 0,3 DKK. Yderligere er den finanspolitiske multiplikator efter det første år $0,0004/0,007 = 0,1$, hvilket ligeledes antyder at stigningen for BNP et år efter stødet til det offentlige forbrug er 0,1 DKK. Det antyder at den finanspolitiske effekt hurtigt aftager, ligesom det antydes i Figur 6.1. Yderligere er det kun *impact multiplier* der har signifikante *impulse response* estimater. Begge multiplikatorer er noget lavere end Ravn og Spange (2014), og ifølge Batini et al. (2014) den etårige multiplikator en lav multiplikator. Jf. Afsnit 2.2.2 er der strukturmæssige karaktertræk i et land som har indflydelse på størrelsen af multiplikatoren. Heri er de største strukturmæssige faktorer for Danmark handelsåbenhed, arbejdsmarked rigiditet og valutakursregime. Danmark har en relativ stor handelsåbenhed, hvor en stor del af den danske BNP kan tilskrives eksport af danske varer og tjenesteydelser, samt import af varer og tjenesteydelser fra udlandet. Dermed er der en tendens til, at Danmark har en lavere multiplikator, da efterspørgsel lækage gennem import er større relativt til lande med mindre handelsåbenhed. Yderligere har Danmark mere rigiditet i arbejdsmarkedet, hvilket giver lønrigiditet. Dermed er der en tilbøjelighed til, at multiplikatoren er større lige efter stødet, hvor den over tid vil blive mindre som lønnen kan tilpasse sig. Dette ses tydeligt i multiplikatoren et år efter stødet, hvor multiplikatoren er lavere end på tidspunktet for stødet. Yderligere vil den danske fastkurspolitik over for euroen give en relativt større multiplikator end lande med fleksible valutakurser, da valutakursens udsving vil være minimale. Derudover har Danmark forholdsvis store automatiske stabilisatorer, da en øget beskæftigelse vil resultere i en øget indkomst, og dermed øger niveauet af skatteindtægter. Disse automatiske stabilisatorer vil reducere den finanspolitiske multiplikator. Dette kan antydes i den etårige multiplikator, da den påvirkning på beskæftigelse ikke indtræffer på tidspunktet for stødet, men først i det efterfølgende kvartal. Dermed er det ikke overraskende, at den etårige multiplikator er lavere.

For at understøtte analyseresultaterne er der foretaget en robusthedsanalysen af SVAR-model, hvor der heri er foretaget en ændring af antallet af lags i modellen.

Robusthedsanalysen indeholder hhv. et og tre lag i SVAR-modellen, og resultaterne kan ses i Bilag 9.5.1. Heri er der ikke store forskelle på koefficienterne for de samtidige effekter, jf. Tabel 9.12 og Tabel 9.14. Ligeledes er der ikke store forskelle på de kumulative *impulse response* koefficienter, jf. Tabel 9.13 og Tabel 9.15. Afslutningsvis, er der ikke store forskelle i de kumulative *impulse response*, jf. Figur 9.9 og Figur 9.10. Der ses dog nogle få forskelle i SVAR-modellen med et lag, hvor det offentlige forbrug ikke oplever en aftagende tendens, og at beskæftigelsens påvirkning er overvejende negativ. Ligeledes oplever det offentlige forbrug ved SVAR-modellen med tre lag ikke en aftagende tendens.

6.3.2 SVAR-model med perioden 1991–2021

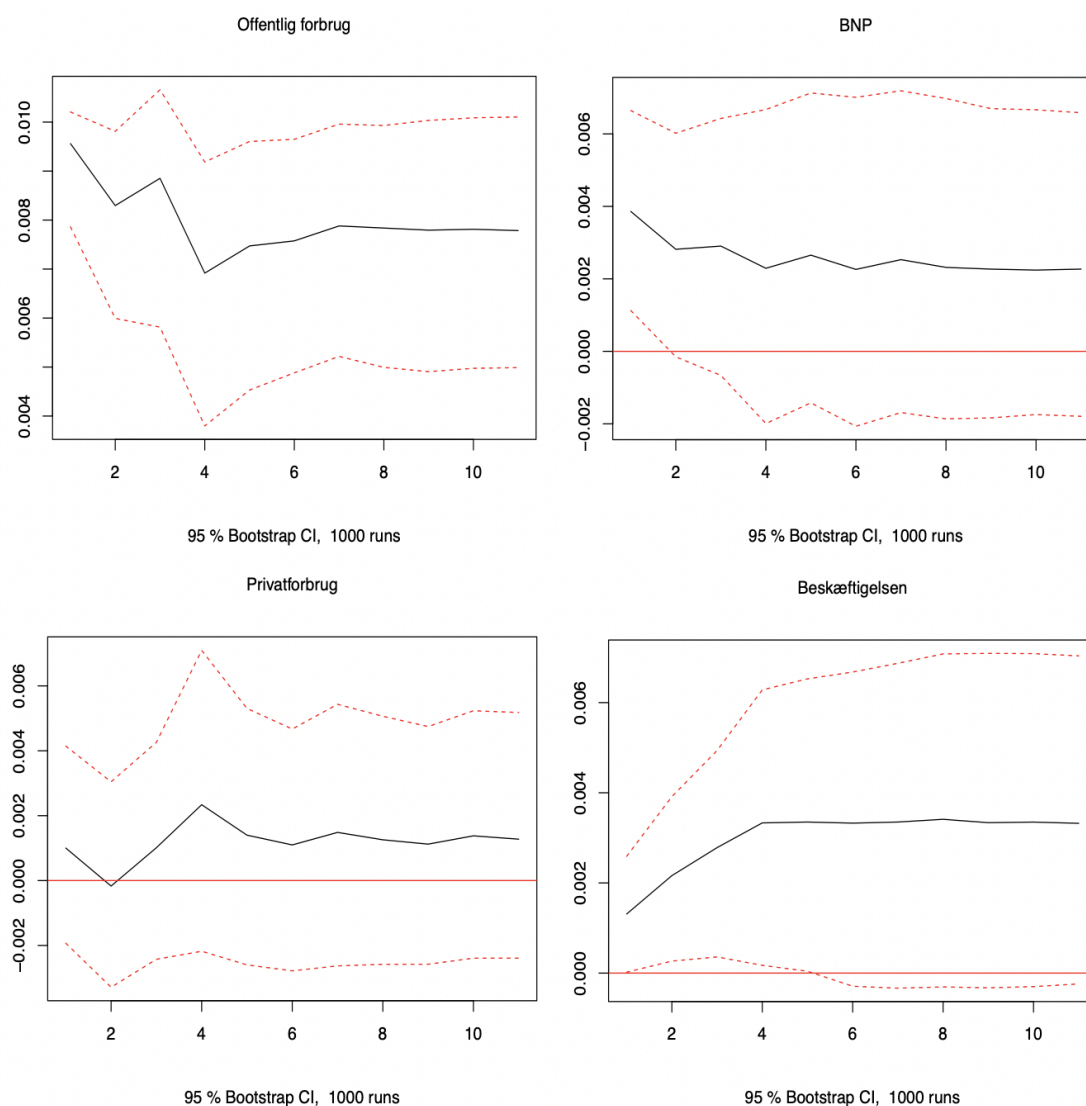
I det følgende afsnit præsenteres SVAR-modellens analyseresultater for perioden 1991–2021. I Tabel 6.2 herunder er der opstillet de samtidige effekter mellem de endogene variable i SVAR-modellen.

Tabel 6.2. SVAR-modellens B_0 -matricen for perioden 1991–2021

	lnG	lnY	lnC	lnE
lnG	0.010	0	0	0
lnY	0.004	0.011	0	0
lnC	0.001	0.009	0.010	0
lnE	0.001	0.003	0.002	0.004

I Tabel 6.2 ses det, at ved at støde med ét procentpoint til det offentlige forbrug medfører det en stigning på 0,4 procentpoint i BNP, og derudover medfører en stigning på 0,1 procentpoint i privatforbruget, samt en stigning på 0,1 procentpoint i beskæftigelsen. Derudover viser det, at et stød til BNP vil medføre en stigning på 0,9 procentpoint i privatforbruget og en stigning på 0,3 procentpoint i beskæftigelsen. Dette bevidner, at stødet til BNP er den variabel der igangsætter de resterende variables stigning, hvilket også er konklusionen fra Afsnit 5.2. Til forskel fra SVAR-modellen for perioden 1991–2019 er effekten af stødet til det offentlige forbrug større for BNP, og desuden positiv for privatforbruget og beskæftigelsen, hvilket indikerer at der er forskel på effekten af et øget offentlige forbrug blandt de to perioder.

Herunder i Figur 6.2 er de kumulativ *impulse response* af et stød til det offentlige forbrug afbilledet.

Figur 6.2. Kumulative impulse responses af det offentlige forbrug for perioden 1991–2021

I Figur 6.2 er det igen tydeligt, at stigningen i det offentlige forbrug er vedholdende, og forbliver signifikant over 0. Yderligere er påvirkningen af stødet til det offentlige forbrug på BNP kun signifikant i det første kvartal, hvor påvirkning af stødet ikke er signifikant for privatforbruget. Derimod er påvirkningen af stødet signifikant for beskæftigelsen i det første år efter stødet. Disse *impulse responses* er estimeret med et 95% konfidensinterval, og hvis dette bliver estimeret med et 66% konfidensinterval i stedet sker der nogle ændringer i signifikansniveauet, hvilket kan ses i Figur 9.8. Påvirkningen på BNP er heri signifikant i de fleste kvartaler. Yderligere er påvirkningen på privatforbruget stadig insignifikant i hele perioden, men derimod er beskæftigelsen signifikant i hele perioden. Heraf ændres konklusionen tildeles for BNP og beskæftigelsens signifikantniveau ved at benytte et 66% konfidensinterval. Da konklusionen i Afsnit 6.3.1 er, ikke at benytte et 66% konfidensinterval benyttes der ligeledes ikke for denne SVAR-model.

Til forskel fra Figur 6.1 er stødet til det offentlige forbrug på et højere niveau i starten af perioden, men stabiliserer sig på nogenlunde samme niveau. På tidspunktet for stødet oplever BNP ligeledes et forholdsvist stort stød, men dette er ikke lige så hurtigt aftagende som i Figur 6.1, og falder ikke til et lige så lavt stabiliseres niveau. Yderligere, lige så snart den finanspolitiske stimulus falder til et lavere stabilt niveau falder påvirkningen på BNP tilsvarende. Den store forskel mellem de to SVAR-modeller findes i effekten af stødet på det offentlige forbrug for privatforbruget, hvor påvirkningen af stødet på privatforbruget er positivt, dog med undtagelse af andet kvartal. Dette indikerer, at de danske forbrugere ikke længere agerer i en Ricardian ækvivalens, hvilket var tydeligt i Figur 6.1. Dette kan skyldes, at de danske forbrugere i perioden 2020–2021 har reageret anderledes pga. hjemsendelser og nedlukninger af ind- og udlandet. Yderligere viser Figur 6.2, at beskæftigelsen reagerer positivt på et stød til det offentlige forbrug. Heri er der en lille forskel fra SVAR-modellen med perioden 1991–2019, hvor påvirkningen ikke længere er negativ på tidspunktet for stødet, og at selve påvirkningen af stødet på beskæftigelsen er signifikant i det første år efter stødet. Ligeledes stabiliseres niveauet højere end på tidspunktet for stødet, hvilket indikerer at arbejdsmarkedet heri også reagerer med en smule forsinkelse når der sker ændringer i den økonomiske aktivitet.

Analysen af stødet til det offentlige forbrug i perioden 1991–2021 understøtter stadig den opsatte hypotese for BNP og beskæftigelsen, hvorimod hypotesen afviger vedrørende påvirkningen af privatforbruget. Heri er konklusionen, at de danske forbrugere har ændret deres forbrugeradfærd under coronakrisen. Der sker ikke længere en *crowding out* effekt via. privatforbruget i Danmark. Dermed afviger dette også fra konklusionen fra Ravn og Spange (2014), hvor privatforbruget reagerer negativt på stødet til det offentlige forbrug. Denne SVAR-model understøtter ligeledes den økonomiske teori, og heri også påvirkningen på privatforbruget. Dermed kan dette antyde, at den finanspolitiske stimulus kan være effektiv til at øge privatforbruget, velvidende om at dette ikke er signifikant. Yderligere understøtter denne SVAR-model hypotesen om, at der er forskel på effekten af den ekspansiv finanspolitik før og efter coronapandemiens indtræf.

Den finanspolitiske multiplikator på tidspunktet for stødet er $0,004/0,010 = 0,4$, jf. Tabel 9.10 i Bilag 9.4.2. Dette antyder at en stigning i det offentlige forbrug med 1 DKK resulterer i en øjeblikkelig stigning for BNP på 0,4 DKK. Yderligere er den finanspolitiske multiplikator efter det første år $0,003/0,007 = 0,4$, hvilket ligeledes antyder at stigningen for BNP et år efter stødet til det offentlige forbrug på 0,4 DKK. Dermed viser dette, at den finanspolitiske effekt ikke er aftagende på samme vis som for perioden 1991–2019, men derimod er der en lille marginal stigning for den etårige multiplikator². Yderligere er det kun *impact multiplier* der har signifikante *impulse response* estimater. *Impact multiplier* er dog stadig noget lavere end Ravn og Spange (2014), hvorimod multiplikatoren efter det første år ikke er lige så langt fra deres resultat. Yderligere, ifølge Batini et al. (2014) er

²Uden at runde op vil den etårige multiplikator være 0.4285714.

den etårige multiplikator en medium multiplikator. Dermed kan dette implicere, at de strukturmæssige karaktertræk i Danmark, som har indflydelse på størrelsen af multiplikatoren, ikke længere har samme effekt.

For at understøttet analyseresultaterne er der foretaget en robusthedsanalyse af SVAR-model, hvor der heri er foretaget en ændring af antallet af lags i modellen. Robusthedsanalysen indeholder hhv. to og fire lags i SVAR-modellen, og resultaterne kan ses i Bilag 9.5.2. Heri er der ikke store forskelle på koefficienterne for de samtidige effekter, jf. Tabel 9.16 og Tabel 9.18. Ligeledes er der ikke store forskelle på de kumulative *impulse response* koefficienter, jf. Tabel 9.17 og Tabel 9.19. Afslutningsvis, er der ikke store forskelle i de kumulative *impulse response*, jf. Figur 9.11 og Figur 9.12.

6.4 Delkonklusion

SVAR-modellen med perioden 1991–2019 viser tydeligt, at et stød til det offentlige forbrug påvirker BNP og beskæftigelsen positivt. Påvirkningen er kun signifikant for BNP i kvartalet for stødet, hvorimod dette ikke er gældende for beskæftigelsen. Påvirkningen for privatforbruget er derimod negativt, samt ikke signifikant udover i det første kvartal. Denne model stemmer overens med analysens hypotese, og den økonomiske teori. SVAR-modellen med perioden 1991–2021 viser ligeledes at BNP og beskæftigelsen påvirkes positivt af et stød til det offentlige forbrug. Heri er forskellen dog, at påvirkningen på BNP ikke er lige så hurtig aftagende, og at privatforbruget påvirkes positivt. Denne model stemmer ligeledes overens med hypotesen, såvel som den økonomiske teori.

I Tabel 6.3 vises en oversigt over *impact multiplier* og *cumulative multiplier* for SVAR-modellerne for perioden 1991–2019 og 1991–2021.

Tabel 6.3. Tabeloversigt: *impact multiplier* og *cumulative multiplier* for SVAR-modellerne

	<i>Impact multiplier</i>	<i>Cumulative multiplier</i>
Model for perioden 1991–2019	0,3*	0,1
Model for perioden 1991–2021	0,4*	0,4

* antyder statistisk signifikante modelestimer.

Heri ses det, at *impact multiplier* for henholdsvis modellen med perioden 1991–2019 og modellen med perioden 1991–2021 er hhv. 0,3 og 0,4, hvor den etårige multiplikator er hhv. 0,1 og 0,4. Yderligere er det kun *impact multiplier* der har signifikante analyseresultater. Multiplikatorerne er, specielt for modellen med perioden 1991–2019, langt fra de estimerede multiplikatorer af Ravn og Spange (2014). Specialets analyseresultater understøtter desuden hypotesen om, at der er forskel på påvirkningen af støder til det offentlige forbrug før og efter coronapandemiens indtraf.

Diskussion 7

I de følgende afsnit diskuteres specialets analyseresultater, samt målet for finanspolitikken og metodevalget. Indledningsvist vil specialets analyseresultater diskuteres, hvori der diskuteres hvordan de realøkonomiske effekter har ændret sig under coronakrisen og hvordan den danske forbrugeradfærd har ændret sig. Yderligere diskuteres der, hvorledes den nuværende økonomiske situation har indvirkning på den fremtidige økonomisk udvikling. Efterfølgende diskuteres hvordan finanspolitikken kan måles, hvori det ligeledes diskuteres andre variable og metoder til at måle den finanspolitiske effekt. Afslutningsvist diskuteres den gængse metodologi til at estimere den finanspolitiske effekt. Heri diskuteres fordele og ulemperne mellem de mest almindelige former for estimeringsmetoder, og hvorledes den ene er valgt over den anden.

7.1 Analyseresultater

Effekten af stødet til det offentlige forbrug har for SVAR-modellen med perioden 1991–2021 haft en mindre aftagende effekt på BNP end SVAR-modellen med perioden 1991–2019, hvilket kan indikere at den finanspolitiske effekt har været mere vedvarende under coronakrisen. Dette kan yderligere ses i multiplikatoreffekten, hvor den er ens om det er *impact multiplier* eller den etårige multiplikator. Dette antyder, at den finanspolitiske stimulus under coronakrisen har påvirket effekten på BNP i længere tid end den havde førhen. Dette kan muligvis være forårsaget af, at der i perioden både er ført en hjælpepakkeordning for de ramte brancher, samtidig med at der er foretaget stimulustiltag. Hjælpepakkeordningen kan dog ikke direkte kobles til det offentlige forbrug, da dette ikke er en del af denne variabel. Disse tiltag blev dog udført sideløbende med hinanden, hvori der muligvis kan være en indirekte effekt at spore, da hjælpepakkeordningen ikke forringede de berørte brancher i samme grad som det muligvis vil have været tilfældet uden ordningen. Dermed vil virksomhedernes og forbrugernes indkomst ikke været faldet i samme grad, og derfor har kunne opretholde del af deres forbrug. Jf. Afsnit 2.2.2 er den finanspolitiske effekt større i en recession end under normale tider, hvilket specialets empiriske analyse bekræfter. Heri ses der, at ved at inkorporere coronakrisen i SVAR-modellen fås en højere finanspolitisk multiplikator, jf. Tabel 6.3. Dette underbygger argumentet for, at SVAR-modellen med perioden 1991–2021 er relevant at have med i specialets empiriske analyse, og at de 8 ekstra observationer det giver modellen er relevante

i forhold til at observere hvordan effekten er den ekspansive finanspolitik påvirkes under coronakrisen.

For SVAR-modellen med perioden 1991–2019 er effekten af stødet til det offentlige forbrug negativt for privatforbruget, hvilket antyder at de danske agenter agerer i en Ricardian ækvivalens. Derimod, SVAR-modellen med perioden 1991–2021 viser effekten af stødet til det offentlige forbrug at påvirker privatforbruget positivt. Dermed indikerer det, at de danske forbrugere ikke længere agerer i en Ricardian ækvivalens, hvilket antyder at danske forbrugere har ændret deres forbrugeradfærd efter coronakrisens indtraf. Dette kan der være flere forklaring på. Det kan være forårsaget af, at store dele af verden har været lukket ned for udenlandske borgere grundet fare for smittespredning, og herigennem har danskerne ikke haft mulighed for at rejse og bruge penge i andre lande. Dette vil alt andet end lige medføre en højere andel af den disponibel indkomst der kan bruges i Danmark. Yderligere har produktionen i flere lande, specielt i Kina, være helt eller delvist nedlukket og deraf har efterspørgsel lækagen være formindsket, hvilket derigennem kan have øget den indenlandske efterspørgsel. Ligeledes kan stigning i privatforbruget hænge sammen med, at danske forbrugere har den højeste andel der handler online af de europæiske lande, og dermed er det naturligt for danske forbrugere at handle online. Yderligere omhandler det også om, hvordan forbrugerforventningen er, hvor de danske forbrugere i højere grad end andre europæiske forbrugere har haft en større tiltro til deres økonomiske situation (Pedersen, 2022). Dette vil alt andet end lige medføre, at en forsigtighedsopsparing ikke var nødvendig i samme grad som i andre europæiske lande. Dette er til trods for, at den danske opsparing steg til rekordhøjder under den første bølge af coronapandemien. Det tyder dog på, at årsagen ikke var grundet en stigning i forsigtighedsopsparing men nærmere grundet restriktionerne, hvilket kan have haft en indvirkning på, at de danske forbrugere har været blandt de bedste til at holde forbruget i gang under coronakrisen (Andersen et al., 2021). Dermed er det ikke helt så overraskende, at danske forbrugere ikke længere agerer i en Ricardian ækvivalens. Yderligere kan denne ikke-Ricardian adfærd været grundet i, at forbrugertilliden hurtigt var positiv igen, jf. Figur 9.13 i Bilag 9.6. Heri ses det tydeligt, at forbrugertilliden var negativ under hele det første år med coronakrisen, men dette vendte hurtigt til at være positiv i 2021. Dermed kan det antyde, at de danske forbrugere ikke havde et tilbageholde forbrug og opsparede mere. Dette vil dog muligvis ikke holde, hvis SVAR-modellen indeholder data for 2022, da der er siden årsskiftet er oplevet voldsomme stigninger i inflationen, og deraf et historisk stort fald i forbrugertilliden, jf. Figur 9.13. I løbet af andet halvår af 2021 begyndte inflationsstigningerne, hvilket kan påvirke hvordan den danske forbrugeradfærd er grundet en mindre købekraft. Denne påvirkning af inflationsstigninger, kan dermed allerede eksistere i modellen. Der er dog en mulighed for, at denne negative påvirkning er minimal grundet forsinkelser i reaktionen på ændringer i den økonomiske aktivitet. Dette kan deraf antyde, at påvirkningen af inflationsstigningerne først begyndte at komme i fjerde kvartal af 2021 og muligvis ikke er mærkbar på økonomien.

I Figur 5.5 ses det at de cykliske udsving i importen og eksporten følger de cykliske udsving i BNP, hvilket deraf kan give en antydning om, at påvirkningen af BNP på stødet til det offentlige forbrug kan medføre en stigning i import og eksport. Derimod, jf. Afsnit 2.2.1, kan en øget rentesat medføre en appreciering af den danske reale kronekurs da det, pga. rentestigninger, giver en relativt større afkast for udenlandske investorer. Denne appreciering kan dermed afbøde stigningen i eksporten, da det deraf er relativt dyre at købe danske varer og tjenesteydelser. Yderligere kan importen stige, hvilket vil formindske den indenlandske produktion, og dermed udligne noget af effekten finanspolitikken havde i henseende at stimulere. Dog kan den danske fastkurspolitik have en afbødet effekt af dette, da den nominelle valutakurs er fastlåst overfor euroen og det danske renteniveau er defineret af hvad renteniveauet er i eurozonen. Fordi den danske økonomi er en lille åben økonomi, kan det argumenteres at det er nødvendigt at tilføje en variabel der indikerer hvordan verdensøkonomien har det. Dette kan gøres på flere måder, hvori der f.eks. kan inkluderes en variabel for USA's BNP. Rationalet bag denne er, at USA's økonomi har en stor betydning for resten af verdensøkonomien og dermed, hvis der er en recession i USA, vil det have en indflydelse på hvordan den danske økonomi reagerer. Derudover kan metoden også være i samme stil som Ravn og Spange (2014), hvor de inkluderer et eksogent variabel i deres model som er et handelsvægtede BNP af Danmarks vigtigste handelspartnere; Tyskland og Sverige. Rationalet bag denne er, at den danske import og eksport påvirkes betydeligt af de cykliske udsving i den tyske og svenske økonomi. Dermed, hvis der er en negativ cyklisk udsving i den tyske og svenske økonomi vil det alt andet end lige medføre at importen af danske varer i de to lande vil falde, hvilket dermed har indvirkning på hvordan de cykliske udsving i den danske eksport reagerer. Da importen og eksport har en direkte effekt på BNP, kan den mindre eksport af danske varer medføre et fald i den danske realøkonomiske cyklus.

Som følge af en øget BNP, og øget inflation, i 2021 var der en større usikkerhed om hvorvidt den danske økonomi var på vej hen mod en overophedning. Den danske økonomi har en højere BNP-vækst og beskæftigelse end før coronakrisen, samt en højere lønudvikling og inflation. Yderligere er en stigning i inflationen drevet af at et formindsket udbud for både materialer og råvarer, hvilket yderligere giver en indikering af at økonomien kan være på vej hen mod en overophedning. Der er dermed et behov for at føre en mere kontraktiv finanspolitik for at stoppe den mulige overophedning. Heri har regering i andet halvår af 2021 præsenteret et finanslovsudspil som er en historisk stor opbremsning af økonomien, men dette udspil kom tidligere end tallene for tredje kvartal af 2021 og kan derfor sætte spørgsmålstegn ved om det finanslovsudspil er godt nok (Geil, 2021). Denne bekymring er dog vendt siden Ruslands invasion af Ukraine. Dansk Industri (DI) har lavet en prognose om, at den økonomiske vækst vil være 2,9%, hvori selve væksten allerede er indtruffet og dermed vil der ikke ses en vækst i BNP i resten af året. Yderligere vurderer Finansministeriet af væksten i BNP i 2022 vil være 3,5%. Selve væksten er i sig selv ganske pæn, men dette er begrundet

i et stærkt udgangspunkt hvor væksten i 2021 var 4,7%. Selve væksten bliver opbremsset på grund af flere forskellige årsager, hvor det primært omhandler krigen i Ukraine, coronanedlukninger i Kina, høje inflationsrater og rentesatser, samt mangel på arbejdskraft. Dette medfører dermed produktionsbegrænsninger, såvel som at de danske forbrugere oplever en mindre købekraft. Dertil skønner både DI og Finansministeriet at beskæftigelsen fortsat vil stige i 2022. Yderligere forventer de, at inflationen vil aftage i 2023, da store dele af prisstigningerne allerede er indregnet for f.eks. energi og råvarer. Dermed forventes det også at priserne vil begynde at aftage i løbet af 2022, dog stadig med priser på et højere niveau end hidtil set. Der er dog fortsat stor usikkerhed omkring fremtiden, da dette beror på hvordan krigen i Ukraine udvikler sig (Rasmussen et al., 2022) (Finansministeriet, 2022). Selvom prognoserne viser en nedgang i den økonomiske vækst i forhold til 2021, og meget høje inflationsrater i 2022, så vælger Finansministeriet af stramme finanspolitikken i 2022. Dette er gjort, da der er fortsat udsigter til et højt aktivitetsniveau, og dermed er det ifølge Finansministeriet passende at finanspolitikken bliver strammet. Selvom Danmark, og resten af verden, går ind i en periode med høj inflation vurderes de danske husholdninger til at kunne påtage sig denne inflationsstigning. Dette er forårsaget af, at under coronakrisen opsparede de danske husholdninger mere, samt at der i dag er flere i beskæftigelse. Der er dog stadig befolkningsgrupper der ikke har et ligeså stor råderum til at opretholde deres forbrug med højere priser, og det forventes at købekraften vil falde for alle socioøkonomiske grupper (Finansministeriet, 2022). Selvom Finansministeriet vælger at stramme finanspolitikken i forhold til 2019, så føres der stadig en ekspansiv finanspolitik idet, flere af tiltagene i finanslovsudspillet for 2022 er ufinansieret. Det Økonomiske Råd (DØRS) kritiserer Finansministeriets finanspolitik, da aktivitetsniveauet er meget højt og at finanspolitikken bidrager til at øge efterspørgslen. DØRS mener ikke at Finansministeriet lægger op til en stor nok stramning af finanspolitikken. Yderligere kritiserer DØRS den varmecheck Finansministeriet har fremlagt, da varmechecken vil være med til at øge overskridelsen af den gældende strukturelle saldogrænse¹ i 2022, og da varmechecken ifølge DØRS ikke anses for at være en *exceptionelle omstændighed*² og dermed vurderer de at varmechecken ikke er begrundet i exceptionelle omstændigheder (Økonomiske Råd, 2022). Yderligere viser en analyse fra Arbejderbevægelsens Erhvervsråd (AE) at, hvis inflationshjælpen hæver privatforbruget med 3 mia. kr., vil det give 2.900 flere i beskæftigelse, øge BNP med 0,2 procentpoint og øge forbrugerpriserne med 0,02 procentpoint. Omvendt, hvis kun en andel af penge bliver brugt til forbrug vil det give 900 flere i beskæftigelse, øge BNP med 0,05 procentpoint og øge inflationen med 0,005 procentpoint. Dermed vidner denne analyse om, at påvirkningen af inflationshjælpen

¹Budgetloven har en grænse for underskuddet på den strukturelle saldo, hvor den gældende strukturelle saldobegrænsning er på 0,5% af BNP, men grænsen ændres fra 1. juli 2022 til at være 1% af BNP (Økonomiske Råd, 2022)

²Det er tilladt af føre den strukturelle saldo under saldogrænsen, hvis det kan tilskrives exceptionelle omstændigheder. Heri accepteres der øget offentlige udgifter, hvis tiltagene direkte kan knyttes til de exceptionelle omstændigheder og være midlertidige (Økonomiske Råd, 2022)

kun er betydelig hvis alle pengene går til privatforbruget, hvorimod hvis bare en andel af disse penge ikke går til forbruget vil effekten være minimal (Andersen, 2022).

Det store spørgsmål for fremtiden er, hvordan reagerer forbrugerne på inflationsstigningerne? Det er 40 år siden at der sidst har været så store stigninger i inflationen, hvilket betyder at der er mange i befolkningens yngre generationer som aldrig har oplevede inflationsstigninger over de 1-2%. Disse generationer kan muligvis ændre deres forbrugeradfærd på baggrund af dette, hvilket kan hæmme den fremtidige økonomiske vækst i Danmark. Yderligere vidner den negative forbrugertillid der er observeret i de første måneder af 2022, jf. Figur 9.13, at der ikke er en tillid til den danske økonomiske situation. Dette kan føre til en øget forsigtighedsopsparing, og dermed et lavere privatforbrug.

7.2 Mål for finanspolitikken

Blandt forskerne er der en forholdsvis stor uenighed om, hvordan man skal identificere det fiskale stød. Denne problematik kommer af, at der er to mulige retninger for kausaliteten: (i) det offentlige forbrug kan påvirke output, eller (ii) output kan påvirke det offentlige forbrug gennem f.eks. automatiske stabilisatorer. Heri er spørgsmålet, hvordan kan det garanteres at det kun er den første kausalitet der bliver benyttet. Heri er en af metoderne til dette at benytte en SVAR-model. Hovedantagelsen i en SVAR-model er, at finanspolitikken kræver noget tid, minimum ét kvartal, til at reagere på den økonomiske situation. Derigennem, ved at benytte en VAR til at eliminere forudsigelige reaktioner mellem to variable antages det, at den tilbageværende korrelation mellem de uforudsigelige komponenter af det offentlige forbrug og output skyldes påvirkningen af det offentlige forbrug på output. Heri opstår der dog en ny problematik om, hvorvidt disse stød rent faktisk er uforudsigelige eller om de er kendt blandt økonomiens agenter (Ilzetzki et al., 2013). Dette er oftest forårsaget af, at statens udmelding om et finanspolitisk tiltag sker før den implementeres. Deraf vil man kunne se ændringer i andre makroøkonomiske variable før det sker, da selve udmeldingen ændrer hvad forventningen er til fremtiden. Heri kan fremadrettet agenter justere deres beslutninger før det finanspolitiske tiltag indtræffer, og dermed vil disse ændringer allerede være synlige. Dertil argumenterer Ravn og Spange (2014) at den danske finanspolitik har været meget transparent siden 1990'erne, hvilket kan give anledning til at tro at der, specielt for Danmark, kan være en forudsigelse af det finanspolitiske tiltag.

Specialets empiriske analyse tager udgangspunkt i, at den finanspolitiske stimulus er gennem et stød til det offentlige forbrug. Heri inkluderes der således ikke overførelsesindkomster, og andre sociale ydelser. At benytte overførelsesindkomster kan være en lige så ækvivalent variabel at benytte som målet for finanspolitikken, men denne afgrænses fra at benytte. Dette er gjort på begrundelsen om, at personer

på overførelsesindkomster er blandt de laveste indkomstgrupper. Her benyttes en større andel af deres disponible indkomst på at opretholde det nødvendige forbrug. Dermed, hvis der fokuseres på et stød til overførelsesindkomster vil det alt andet end lige medføre en stigning i privatforbruget hos disse personer. Det er dog usikkert hvor stor en del af disse indkomststigninger medfører et øget privatforbrug, eller en øgede opsparing. Disse befolkningsgrupper er mere udsatte når økonomien oplever inflationsstigninger, da en større andel af deres disponible indkomst går til forbrug. For fremadtsynende agenter kan dette medføre, at de heller vil øge deres opsparing fremfor at øge deres forbrug. Dermed kan man risikere, at der reelt set ikke opleves en øget økonomisk aktivitet (Blanchard, 2017).

En anden metode, hvori den finanspolitiske effekt kan måles er ved finanseffekten. Heri beskrives den finanspolitiske påvirkning på kapacitetspresset mål som den diskretionære finanspolitisk bidrag til BNP. Dermed betyder det at finanseffekten kun måles ved den aktive finanspolitik, og dermed ikke effekten af de automatiske stabilisatorer. Dette findes der dog ingen data på, da det er en beregning som f.eks. Finansministeriet og Nationalbanken laver (Finansministeriet, 2017). Yderligere er det ikke denne metode der benyttes i de empiriske studier, selv for danske empiriske studier.

7.3 Metodologien

I forbindelse med den indledende litteratursøgning er det fundet, at nogle af de mest almindelige former af metoder for at evaluere den finanspolitiske effekt er ved empirisk estimering eller modelbaseret. Empiriske estimeringer er oftest baseret på en SVAR-model, hvorimod den modelbaseret metode varierer mere, da modellen er baseret på forskellige karaktertræk for det given lande. Oftest er den modelbaseret estimering en RBC-model (*Real Business Cycle model*) eller en DSGE-model (*Dynamic stochastic general equilibrium model*).

Vector autoregressive modeller er, som nævnt, en af mest anvendte modeller til at estimere effekten af finanspolitikken. Denne metode er begrundet i, at relevante variable er indbyrdes relateret og der er adskillige kausale sammenhænge, hvilket modeltypen opfylder. Fordelen ved at benytte en empirisk estimering er, at der ikke behøves at konstrueres en model der beskriver den generelle økonomi. En af de store udfordringer ved SVAR-modellen er dog, at isolere de eksogene fiskale stød. Heri kan den strukturelle identifikations tilgang muligvis fejle at opfange de rene eksogene fiskale stødet. For at adressere dette problem er der studier som har udviklet en metode, hvori der benyttes direkte estimater af fiskale mål fra regeringsdokumenter, f.eks. budgetdokumenter, til at identificere eksogene fiskale stød. Yderligere er SVAR-modellens estimater af den gennemsnitlige response baseret på information fra fortiden. Dette kan give fejlagtige estimater, hvis landet gennemgår en store strukturelle ændringer og derfor vil den gennemsnitlige effekt ikke længere være retvisende. Ligeledes er der et behov for et stort antal observationer, da modellen

estimeres på baggrund af restriktioner. Dertil kan modellen ikke indeholde et stort antal variable, og dermed er der behov for at udvælge de mest relevante variable.

DSGE-modeller, er som nævnt, oftest benyttet til at simulere påvirkningen af finanspolitikken. En fordel ved DSGE-modeller er, at de beskriver adfærden af økonomien som helhed ved at analysere interaktionen af de makroøkonomiske beslutninger. Dette står som en stor kontrast til SVAR-modeller, hvor disse kun kigger på interaktionen af nogle få udvalgte variable. Denne metode er dog ikke uden ulemper, da der ikke er den store konsensus om modelleringen af finanspolitikken, da der ikke er en accepteret fiskal regel der inkluderes i DSGE-modellen. Derudover har de simulerede estimater en tendens til at være sensitive til valgte af nogle parametre som f.eks. graden af pris- og lønredigitet. Yderligere er estimaterne også sensitive overfor modellens antagelser, hvilket gør det svært at overføre modellen for et land til et andet land (Batini et al., 2014).

Dermed kunne specialets model have været en DSGE-model, i stedet for en SVAR-model. Dette er dog fravalgt, på baggrunden af hvor sensitiv DSGE-modellens estimater er overfor hvordan modellens parameter konstrueres. Dertil laves der antagelser for, hvordan f.eks. forbrugeradfærden er og dermed er det lige præcis denne forbrugeradfærd man vil observere i modellens resultater. Yderligere sker fravælgelsen på baggrund af, at der ikke findes en accepteret DSGE-model for Danmark, og dermed er der ikke en teoretisk ramme der er accepteret for modelleringen af en dansk DSGE-model.

7.4 Delkonklusion

Indledningsvist diskuteres analyseresultaterne, hvori det diskuteres hvorledes påvirkning for privatforbruget af stødet til det offentlige forbrug har ændrede sig til at være positivt. Ligeledes diskuteres, hvordan den ekspansive finanspolitik kan påvirke den danske import og eksport, samt hvorledes der kan tages højde for at Danmark er en lille åben økonomi. Yderligere diskuteres den danske økonomiske udgangspunkt ved udgangen af 2021, samt de udfordringer økonomien står overfor i 2022. Efterfølgende diskuteres målet for finanspolitikken, hvori der diskuteres ulemper ved at benytte en SVAR-model til at isolere et uforudset eksogen fiskal stød. Yderligere diskuteres forskellige mål for finanspolitikken, og hvorledes disse kan benyttes som mål for finanspolitikken. Afslutningsvist diskuteres metodologien bag den realøkonomiske effekt af finanspolitikken, hvori de gængse estimeringsmetoder diskuteres.

Konklusion 8

Specialet opstiller to SVAR-modeller for at estimere den realøkonomiske effekt af finanspolitikken i Danmark, og hvorledes coronakrisen har påvirket denne effekt af den realøkonomiske cyklus. Heri anvendes det offentlige forbrug som mål for finanspolitisk stimulus, da det anses for at have en mere direkte effekt på realøkonomien. Dermed estimeres, hvordan et stød til det offentlige forbruger vil påvirke BNP, privatforbruget og beskæftigelsen for hhv. perioden 1991–2019 og 1991–2021. Det antages heri, at forskellen i modellernes analyseresultater anses at være den realøkonomiske effekt af finanspolitikken under coronakrisen.

SVAR-modellen med perioden 1991–2019 antyder, at et stød til det offentlige forbrug påvirker BNP og beskæftigelsen positivt, dog med insignifikante resultater udover i det første kvartal for BNP. Yderligere er påvirkningen af stødet negativt for privatforbruget, hvilket dermed indikerer at de danske forbrugere agerer i en Ricardian ækvivalens. Ligeledes giver denne SVAR-model en *impact multiplier* på 0,3 mens den etårige multiplikator er 0,1. Dette antyder, at der er struktur-mæssige karaktertræk i Danmark der forårsager disse lave finanspolitiske multiplikatorer. Påvirkningen af BNP, privatforbruget og beskæftigelsen til et stød i det offentlige forbrug understøtter den opsatte hypotese. Ligeledes understøtter analyseresultaterne den økonomiske teori, dog med undtagelse af privatforbruget. SVAR-modellen antyder dermed ikke, at privatforbruget vil stige som følge af et stødt til det offentlige forbrug.

SVAR-modellen med perioden 1991–2021 antyder ligeledes, at et stød til det offentlige forbrug påvirker BNP og beskæftigelsen positivt, hvor længden på signifikansniveauet heri er en smule længere. Påvirkningen af stødet på BNP er dog ikke lige så hurtig aftagende, og ligeledes påvirkes privatforbruget positivt. Dermed agerer de danske forbrugere ikke længere i en Ricardian ækvivalens, og dermed antyder coronakrisen at de danske forbrugere har skiftet forbrugeradfærd. Ligeledes er de finanspolitiske multiplikatorer, både *impact multiplier* og den etårige multiplikator, på 0,4. Den største ændring i effekten under coronakrisen er dermed forbrugeradfærden. Dette kan være forårsaget af at lande har lukket deres grænser for udenlandske borgere, og således har de danske forbrugere ikke haft mulighed for at bruge deres indkomst i udlandet. Ligeledes kan produktionen i flere lande været helt eller delvist nedlukket, hvilket muligvis har medført en mindre efterspørgsel lækage. Yderligere har danske forbrugere haft en højere forbrugerforventning end andre europæiske lande, hvilket alt andet end lige medfører

at en forsigtighedsopsparing ikke var nødvendig i samme grad. Den danske opsparing har dog under den første bølge af coronapandemien været rekordhøj, men det tyder at være grundet restriktioner og ikke grundet en stigning i forsigtighedsopsparingen. Dette vil alt andet end lige give en større andel af forbrugernes indkomst der kan gå til forbrug. Ligeledes oplevede den danske økonomi en BNP-vækst på 4,7% i 2021, og hvori beskæftigelsen var på et højere niveau end før coronakrisen, hvilket alt andet end lige vil have en positiv påvirkning på privatforbruget.

Specialets analyseresultater viser dermed, at en ekspansiv finanspolitik påvirker BNP og beskæftigelsen positivt. Yderligere viser analyseresultaterne, at coronakrisen har påvirket denne effekt. Dette er specielt for, hvor hurtig effekten på BNP aftager, samt en ændrede forbrugeradfærden, og dermed ændret påvirkning på privatforbruget.

Litteratur

- Afronso og Sousa, 2012.** António Afronso og Ricardo M. Sousa. *The macroeconomic effects of fiscal policy*. Applied Economics, 44, 4439–4454, 2012.
- Andersen, 2022.** Sofie Holme Andersen. *Inflationshjælp til tre mia. kr. ændrer ikke på inflationen*. Arbejderbevægelsens Erhvervsråd, 2022.
- Andersen et al., 2021.** Svend Greniman Andersen, Rasmus Mose Jensen og Nicolai Risager Christensen. *Høj opsparing under corona var drevet af restriktioner snarere end forsigtige forbrugere*, Danmarks Nationalbank, 2021.
- Auerbach og Gorodnichenko, 2012.** Alan J Auerbach og Yuriy Gorodnichenko. *Measuring the output responses to fiscal policy*. American Economic Journal: Economic Policy, 4(2), 1–27, 2012.
- Ball og Mankiw, 1995.** Laurence Ball og N. Gregory Mankiw. *What do budget deficits do?* National Bureau of Economic Research Cambridge, Mass., USA, 1995.
- Barro og Redlick, 2011.** Robert J. Barro og Charles J. Redlick. *Macroeconomic effects from government purchases and taxes*. The Quarterly Journal of Economics, 126(1), 51–102, 2011.
- Batini et al., 2014.** Nicoletta Batini, Luc Eyraud, Lorenzo Forni og Miss Anke Weber. *Fiscal multipliers: Size, determinants, and use in macroeconomic projections*. International Monetary Fund, 2014.
- Beetsma og Giuliodori, 2011.** Roel Beetsma og Massimo Giuliodori. *The effects of government purchases shocks: review and estimates for the EU*. The Economic Journal, 121(550), F4–F32, 2011.
- Berlingske, 2022.** Berlingske. *Statsgælden er faldet til det laveste niveau siden 2009*. Berlingske, 2022.
- Blanchard, 2017.** Olivier Blanchard. *Macroeconomics*. Pearson, 7th edition, 2017.
- Blanchard og Perotti, 2002.** Olivier Blanchard og Roberto Perotti. *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, 2002.
- Burns og Mitchell, 1946.** Arthur F. Burns og Wesley C. Mitchell. *Measuring Business Cycles*. National Bureau of Economic Research, Inc., 1946.

- Danmark Statistik, 2021.** Danmark Statistik. *Statistikdokumentation for Kvartalsvise offentlige finanser 2021*. <https://www.dst.dk/Site/Dst/SingleFiles/GetArchiveFile.aspx?fi=72758102582&fo=0&ext=kvaldel> Lokaliseret d. 16-03-2022, 2021.
- Danmark Statistik, 2020.** Danmark Statistik. *Introduktion til sæsonkorrektion*. <https://www.dst.dk/Site/Dst/SingleFiles/GetArchiveFile.aspx?fi=8756387732&fo=0&ext=formid> Lokaliseret d. 16-02-2022, 2020.
- Danmarks Nationalbank, 2009.** Danmarks Nationalbank. *Pengepolitik i Danmark*. Nationalbanken, 2009.
- Dolls et al., 2012.** Mathias Dolls, Clemens Fuestz og Andreas Peichl. *Automatic stabilizers and economic crisis: US vs. Europe*. Journal of Public Economics, 96 (3-4), 279–294, 2012.
- Enders, 2014.** Walter Enders. *Applied Econometric Time Series*. Wiley, 4 edition, 2014.
- Fatás og Mihov, 2001.** Antonio Fatás og Ilian Mihov. *The Effects of Fiscal Policy on Consumption and Employment: Theory and Evidence*. CEPR, Discussion Paper, No.2760, 2001.
- Finansministeriet, 2017.** Finansministeriet. *Opdaterede finanseffekter: dokumentationsnotat*, Finansministeriet, <https://fm.dk/udgivelser/2017/december/opdaterede-financeffekter-dokumentationsnotat/>, 2017.
- Finansministeriet, 2022.** Finansministeriet. *Økonomisk Redegørelse, maj 2022*, Finansministeriet, <https://fm.dk/udgivelser/2022/maj/oekonomisk-redegoerelse-maj-2022/>, 2022.
- Friedman, 1978.** Benjamin M Friedman. *Crowding out or crowding in? The economic consequences of financing government deficits*. National Bureau of Economic Research, 1978.
- Galí et al., 2007.** Jordi Galí, J. David López-Salido og Javier Vallés. *Understanding the effects of government spending on consumption*. Journal of the european economic association, 5(1), 227–270, 2007.
- Geil, 2021.** Adam Geil. *Frygt for overophedning i dansk økonomi sniger sig ind*. Berlingske, 2021.
- Gorodnichenko et al., 2012.** Yuriy Gorodnichenko, Enrique G Mendoza og Linda L Tesar. *The Finnish great depression: From Russia with love*. American Economic Review, 102(4), 1619–44, 2012.
- Hagedorn et al., 2019.** Marcus Hagedorn, Iouri Manovskii og Kurt Mitman. *The fiscal multiplier*, National Bureau of Economic Research, 2019.

- Hald, 2021.** Michelle Hald. *6 grunde til at kæmpe coronalån ikke er et problem for Danmark*. DR, 2021.
- Ilzetzki et al., 2013.** Ethan Ilzetzki, Enrique G. Mendoza og Carlos A. Végh. *How big (small?) are fiscal multipliers?* Journal of monetary economics, 60(2), 239–254, 2013.
- Lütkepohl, 2013.** Helmut Lütkepohl. *Vector autoregressive models*. Edward Elgar Publishing, <https://www.elgaronline.com/view/edcoll/9780857931016/9780857931016.00012.xml>, 2013.
- Mohr, 2006.** Matthias Mohr. *The missing cycle in the HP filter and the measurement of cyclically-adjusted budget balances*. 2006.
- Nakamura og Steinsson, 2014.** Emi Nakamura og Jónn Steinsson. *Fiscal stimulus in a monetary union: Evidence from US regions*. American Economic Review, 104(3), 753–92, 2014.
- Nationalbanken, 2022.** Nationalbanken. *Statens gæld*. https://www.nationalbanken.dk/da/statsgaeld/statens_gaeld/Sider/default.aspx Lokaliseret d. 26-05-2022, 2022.
- Nielsen og Urup, 2019.** Pia Nielsen og Agnes Urup. *Høj eksport trods fald i februar*. Danmark Statistik, 2019.
- Pedersen, 2022.** Asger Bjerg Pedersen. *Dansk corona-adfærd understøttede privatforbruget med over 100 milliarder*, Dansk Industri, <https://www.danskindustri.dk/arkiv/analyser/2022/4/dansk-corona-adfard-understottede-privatforbruget-med-over-100-milliarder/>, 2022.
- Pedersen, 2003.** Erik Haller Pedersen. *Betalingsbalancen - fra langvarigt underskud til solidt overskud*, Danmarks Nationalbank, 2003.
- Pedersen og Kieler, dec. 2020.** Lars Haagen Pedersen og Mads Kieler. *Finanspolitikken i lyset af coronakrisen*. Samfundsøkonomen, 2020(4), 6–15, 2020. doi: 10.7146/samfundsokonomien.v0i4.123556.
- Petersen og Bill, 2022.** Jonas Dan Petersen og Louise Julie Bill. *Dansk økonomi flot igennem krisen*. Danmark Statistik, 2022.
- Ramey, 2011.** Valerie A Ramey. *Identifying government spending shocks: It's all in the timing*. The Quarterly Journal of Economics, 126(1), 1–50, 2011.
- Rasmussen et al., 2022.** Klaus Rasmussen, Allan Sørensen, Thomas Klintefelt, Claus Aastrup Seidelin, Nura Deveci, Asger Bjerg Pedersen, Michael Markman og Bo Sandberg. *DI-prognose: Ingen vækst resten af året*, Dansk Industri, <https://www.danskindustri.dk/arkiv/analyser/2022/5/>

di-prognose-maj-2022---dansk-okonomi-bremser-op-pa-et-hojt-niveau/, 2022.

Ravn, 2012. Søren Hove Ravn. *Realøkonomiske effekter af finanspolitik.*

Nationalbanken, 2012. Kvartalsoversigt, 3. kvartal 2012, del 2.

Ravn og Spange, 2014. Søren Hove Ravn og Morten Spange. *The Effects of Fiscal Policy in a Small Open Economy with a Fixed Exchange Rate.* Open Economies Review, 25, 451–476, 2014.

Ravn og Spange, 2012. Søren Hove Ravn og Morten Spange. *The effects of fiscal policy in a small open economy with a fixed exchange rate: the case of Denmark,* Danmarks Nationalbank Working Papers, 2012.

Usoro, 2015. Anthony E. Usoro. *Some basic properties of cross-correlation functions of n -dimensional vector time series.* Journal of Statistical and Econometric Methods, 4(1), 63–71, 2015.

Weinstock, 2021. Lida R. Weinstock. *Fiscal Policy: Economic Effects.*

Congressional Research Service, Report, 2021.

Weinstock, 2022. Lida R. Weinstock. *Introduction to U.S. Economy: The Business Cycle and Growth.* Congressional Research Service, Report, 2022.

Wooldridge, 2018. Jeffrey M. Wooldridge. *Introductory Econometrics A Modern Approach.* Cengage Learning, 6th edition, 2018.

Økonomiske Råd, 2022. Det Økonomiske Råd. *Dansk Økonomi, forår 2022,*

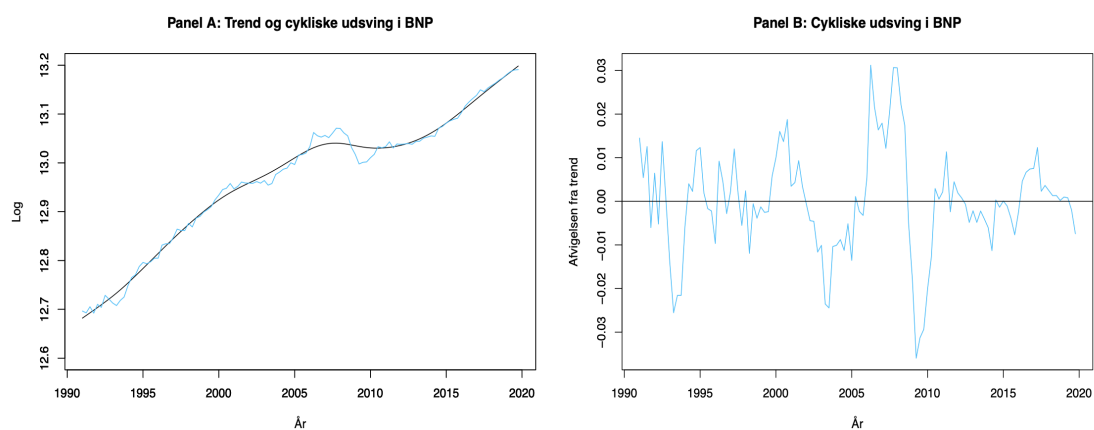
Det Økonomiske Råd,

<https://dors.dk/vismandsrapporter/dansk-oekonomi-foraar-2022>, 2022.

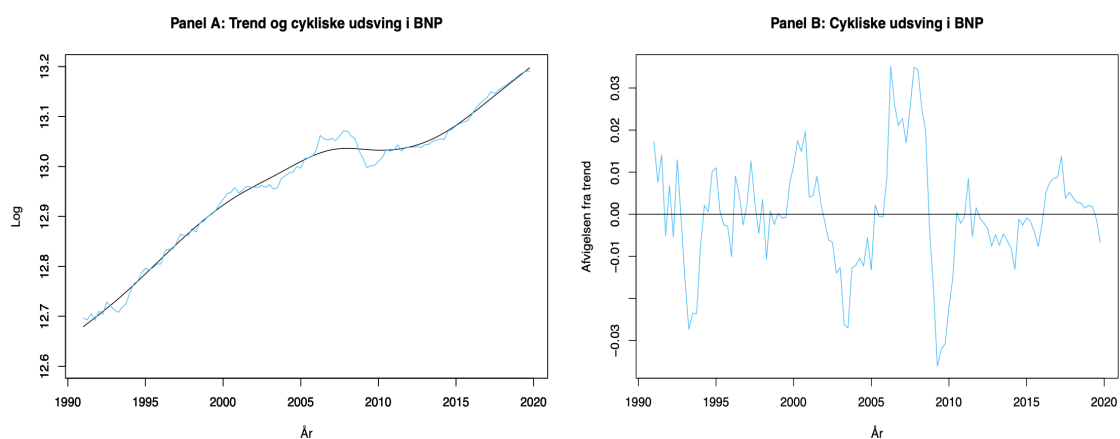
9.1 Robusthedsanalyse af cykliske udsving

I Figur 9.1 og Figur 9.2 ses robusthedsanalyse for valget af λ -værdien for hhv. $\lambda = 1000$ og $\lambda = 2000$ for den realøkonomiske cyklus.

Figur 9.1. Den realøkonomiske cyklus med $\lambda = 1000$

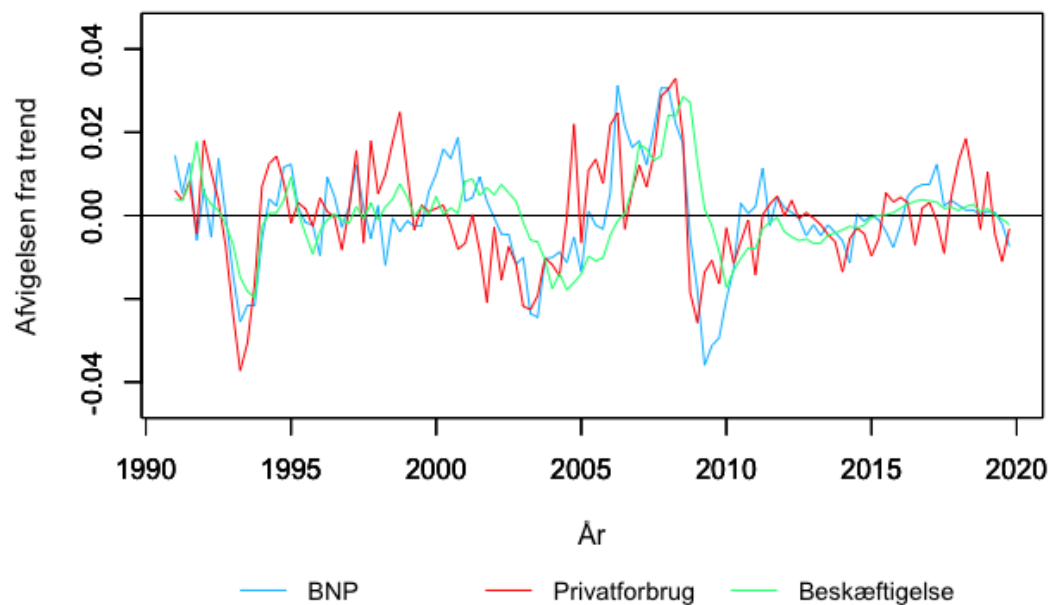


Figur 9.2. Den realøkonomiske cyklus med $\lambda = 2000$

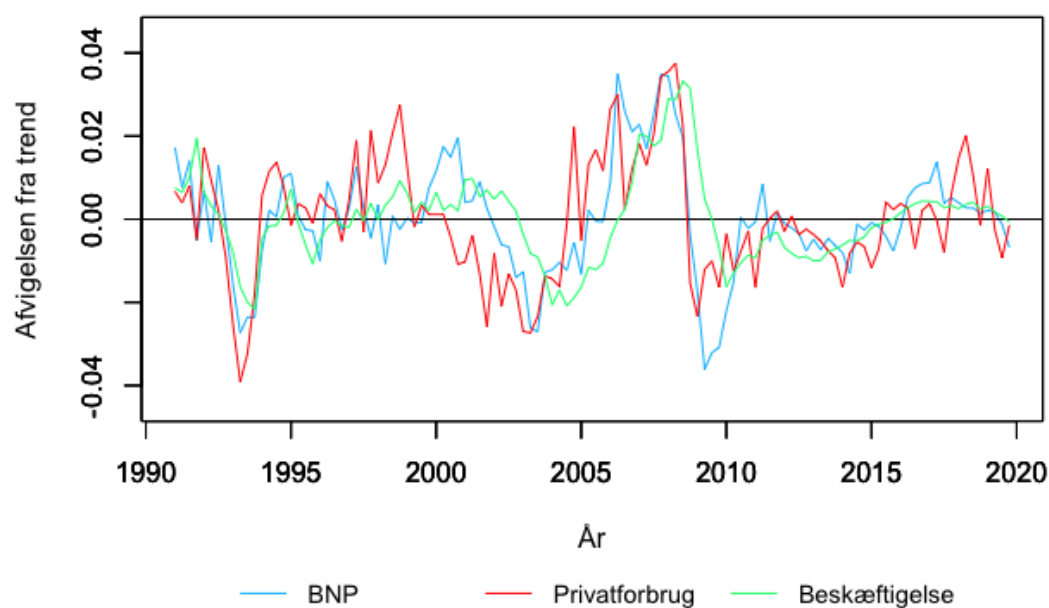


I Figur 9.3 og Figur 9.4 ses robusthedsanalyse for valget af λ -værdien for hhv. $\lambda = 1000$ og $\lambda = 2000$ for de cykliske udsving i BNP, privatforbruget og beskæftigelsen.

Figur 9.3. Cykliske udsving i BNP, privatforbrug og beskæftigelsen med $\lambda = 1000$



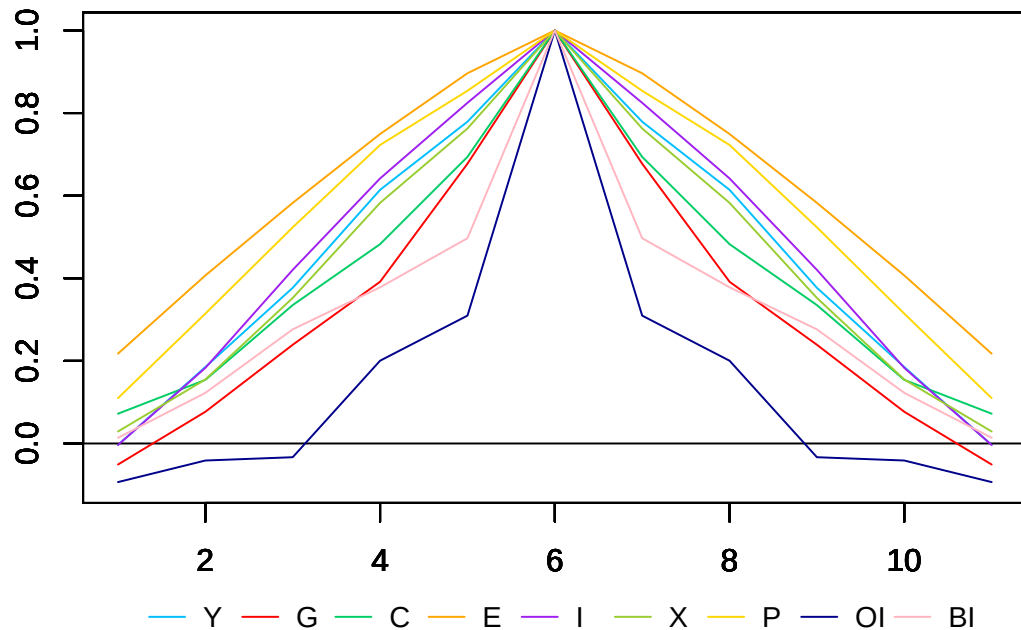
Figur 9.4. Cykliske udsving i BNP, privatforbrug og beskæftigelsen med $\lambda = 2000$



9.2 Auto- og krydskorrelation

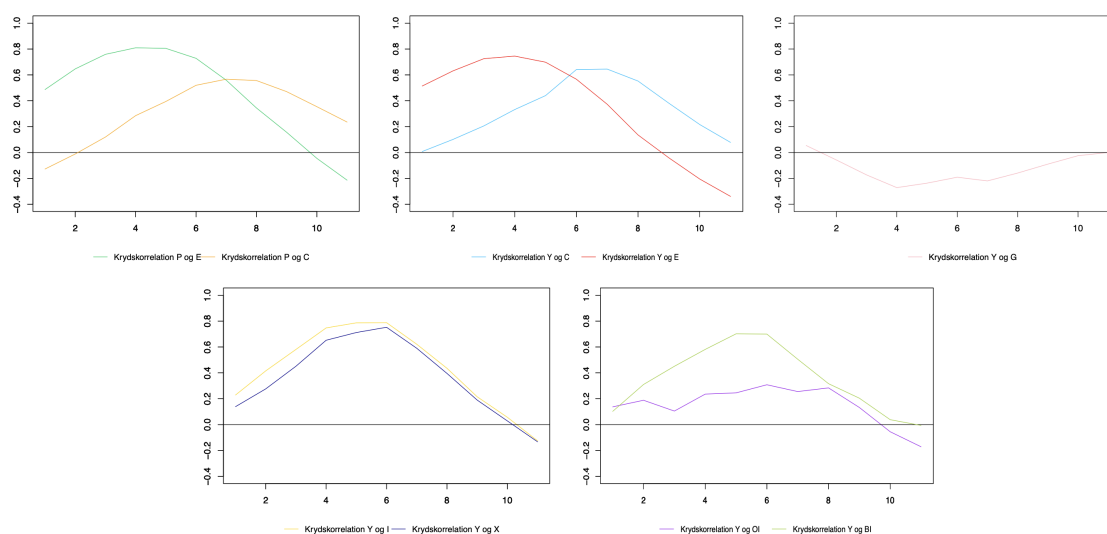
I Figur 9.5 er autokorrelationerne illustreret i samme plot. Dette giver et bedre visuelt udtryk for, hvordan autokorrelationerne er i forhold til hinanden.

Figur 9.5. Autokorrelation samlet



Y: BNP, G: Offentligt forbrug, C: Privatforbrug, E: Beskæftigelse, X: Eksport, I: Import, P: Produktion, OI: Offentlige investeringer og BI: Bruttoinvesteringer

Figur 9.6 nedenfor illustrerer krydskorrelationerne.

Figur 9.6. Krydskorrelation

X-aksen: Nummer 6 svarer til lag 0, og dermed svarer 1 til -5 lag og 10 svarer til 5 lag.
 Y: BNP, G: Offentligt forbrug, C: Privatforbrug, E: Beskæftigelse, X: Eksport, I: Import,
 P: Produktion, OI: Offentlige investeringer og BI: Bruttoinvesteringer

I Tabel 9.1 er korrelationskoefficienterne mellem de cykliske komponenter fremhævet.

Tabel 9.1. Korrelationskoefficienter af de cykliske komponenter

	Korrelationskoefficient
Y og C	0.641
Y og E	0.567
P og E	0.728
P og C	0.520
Y og OI	0.308
Y og BI	0.700
Y og I	0.788
Y og X	0.752
Y og G	-0.191

Y: BNP, G: Offentligt forbrug, C: Privatforbrug, E: Beskæftigelse, X: Eksport, I: Import,
 P: Produktion, OI: Offentlige investeringer og BI: Bruttoinvesteringer

9.3 Modelspecifikation

9.3.1 Stationaritet af variablene

Herunder i Tabel 9.2 vises resultaterne af Augmented Dickey-Fuller test for SVAR-modellen med perioden 1991–2019.

Tabel 9.2. Test af unit root for SVAR-modellen med perioden 1991–2019

	Augmented Dickey-Fuller
Kritisk værdi (5%)	−3.43
Test-statistik	
Y_t	−1.57
G_t	−1.37
C_t	−1.99
E_t	−1.71

Tabel 9.2 viser dermed at alle variable lider af unit roots, og derfor foretages der den første differens for at eliminere disse unit roots. Efter den første differens er der ingen variable der lider af unit roots.

Herunder i Tabel 9.3 vises resultaterne af Augmented Dickey-Fuller test for modellen med perioden 1991–2021.

Tabel 9.3. Test af unit root for SVAR-modellen med perioden 1991–2021

	Augmented Dickey-Fuller
Kritisk værdi (5%)	−3.43
Test-statistik	
Y_t	−1.83
G_t	−1.83
C_t	−2.75
E_t	−1.20

Tabel 9.2 viser dermed at alle variable lider af unit roots, og derfor foretages der den første differens for at eliminere disse unit roots. Efter den første differens er der ingen variable der lider af unit roots.

9.3.2 Antallet af lags

Herunder i Tabel 9.4 ses denne bestemmelse, hvori det testes hvor meget informationstab der er i VAR-modellen for perioden 1991–2019 med 1 til 5 lags.

Tabel 9.4. Antallet af lags i VAR modellen baseret på informationskriteriet for perioden 1991–2019

Lags	AIC	HQ	SC
1	-39.445	-39.246	-38.954
2	-39.585	-39.226	-38.701
3	-39.496	-38.978	-38.219
4	-39.371	-38.694	-37.702
5	-39.323	-38.487	-37.261

Ud fra AIC-værdien i Tabel 9.4 giver det, at det bedste antal lags der giver det mindst informationstab er 2 lags. Dermed estimeres VAR modellen med 2 lags.

Herunder i Tabel 9.5 ses denne bestemmelse, hvori det testes hvor meget informationstab der er i VAR-modellen for perioden 1991–2021 med 1 til 5 lags.

Tabel 9.5. Antallet af lags i VAR modellen baseret på informationskriteriet for perioden 1991–2021

Lags	AIC	HQ	SC
1	-37.648	-37.457	-37.178
2	-38.006	-37.663	-37.161
3	-38.107	-37.611	-36.886
4	-37.950	-37.302	-36.354
5	-37.967	-37.166	-35.995

Ud fra AIC-værdien i Tabel 9.5 giver det, at det bedste antal lags der giver det mindst informationstab er 3 lags. Dermed estimeres VAR modellen med 3 lags.

9.3.3 Stationærhed af VAR-modellen

Herunder i Tabel 9.6 ses egenverdierne, hvilket ligger til grund for om VAR-modellen for perioden 1991–2019 er stationær.

Tabel 9.6. Egenverdierne af VAR-modellens companion-matricen for perioden 1991–2019

0.552	0.552	0.535	0.535	0.498	0.498	0.159	0.130
-------	-------	-------	-------	-------	-------	-------	-------

Tabel 9.6 viser, at alle egenværdierne i VAR-modellens companion-matrice er inden for enhedscirklen, og dermed er VAR-modellen stationær.

Herunder i Tabel 9.7 ses egenværdierne, hvilket ligger til grund for om VAR-modellen for perioden 1991–2021 er stationær.

Tabel 9.7. Egenværdierne af VAR-modellens companion-matricen for perioden 1991–2021

0.768	0.768	0.719	0.719	0.677	0.677
0.599	0.599	0.589	0.589	0.504	0.305

Tabel 9.7 viser, at alle egenværdierne i VAR-modellens companion-matrice er inden for enhedscirklen, og dermed er VAR-modellen stationær.

9.3.4 Autokorrelation i VAR-modellen

I Tabel 9.8 herunder kan resultatet af Portamnteau-testen for modellen med perioden 1991–2019 ses.

Tabel 9.8. Portmanteau Test af VAR modellen med perioden 1991–2019

	p-værdi
Portmanteau Test	0.1338

Tabel 9.8 viser dermed, at p-værdien > 0.05 og derfor kan nulhypotesen ikke forkastes til fordel for alternativhypotesen. Det indikerer, at der ikke eksister autokorrelation i VAR modellen.

I Tabel 9.9 herunder kan resultatet af Portamnteau-testen for modellen med perioden 1991–2021 ses.

Tabel 9.9. Portmanteau Test af VAR modellen med perioden 1991–2021

	p-værdi
Portmanteau Test	0.7556

Tabel 9.9 viser dermed, at p-værdien > 0.05 og derfor kan nulhypotesen ikke forkastes til fordel for alternativhypotesen. Det indikerer, at der ikke eksister autokorrelation i VAR modellen.

9.4 SVAR-modellens analyseresultater

I dette afsnit fremkommer de to SVAR-modellers *impulse response* estimer, hvilket benyttes til at udregne de finanspolitiske multiplikatorer.

9.4.1 SVAR-modellen for perioden 1991–2019

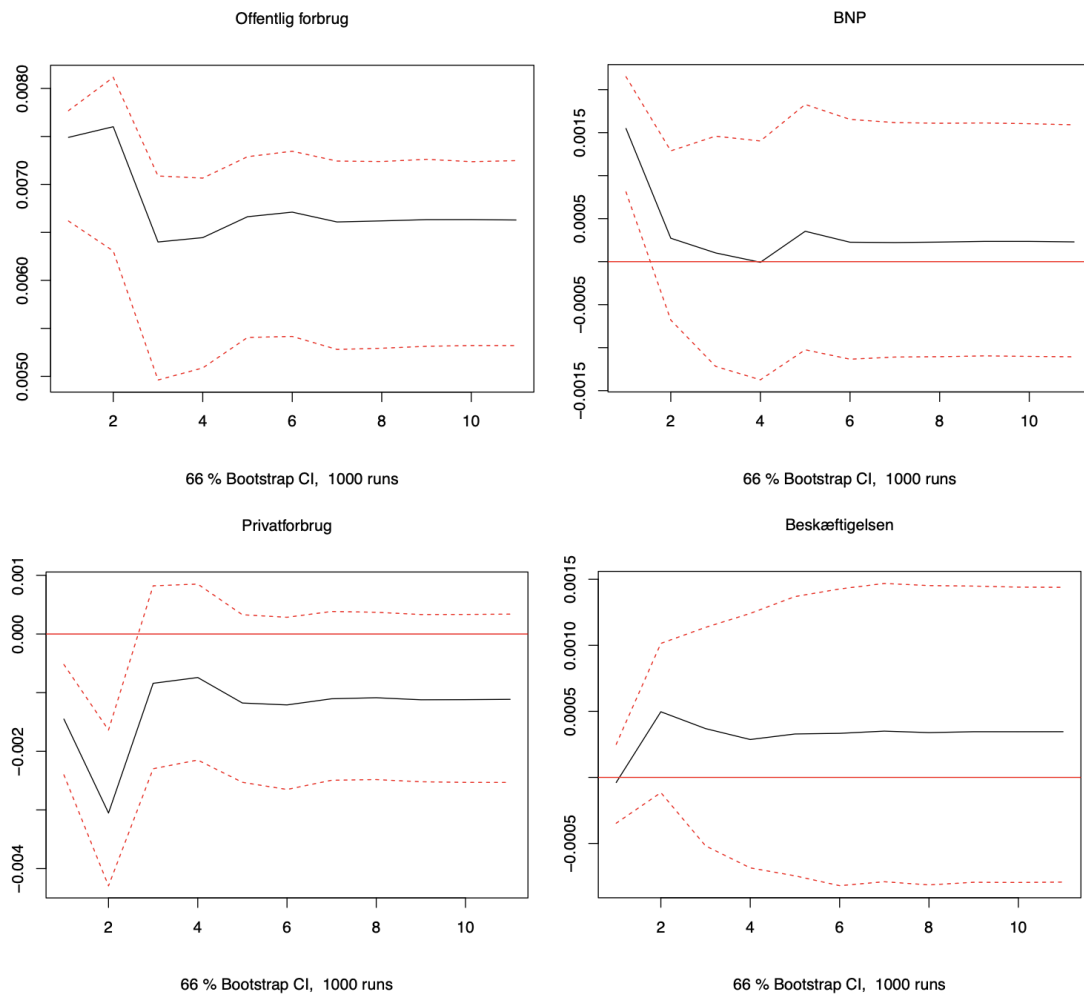
SVAR-modellens *impulse response* estimeres med 10 kvartaler ud i fremtiden, og disse kumulative *impulse response* koefficienter vises i Tabel 9.10 herunder.

Tabel 9.10. Kumulative impulse response af det offentlige forbrug for perioden 1991–2019

	lnG	lnY	lnC	lnE
0. kvartal	0.007	0.002	-0.001	-0.00004
1. kvartal	0.008	0.0003	-0.003	0.0005
2. kvartal	0.006	0.0001	-0.001	0.0004
3. kvartal	0.006	-0.00001	-0.001	0.0003
4. kvartal	0.007	0.0004	-0.001	0.0003
5. kvartal	0.007	0.0002	-0.001	0.0003
6. kvartal	0.007	0.0002	-0.001	0.0004
7. kvartal	0.007	0.0002	-0.001	0.0003
8. kvartal	0.007	0.0002	-0.001	0.0003
9. kvartal	0.007	0.0002	-0.001	0.0003
10. kvartal	0.007	0.0002	-0.001	0.0003

I Figur 9.7 herunder er *impulse response* estimeret med et 66% konfidensinterval i stedet for et 95% konfidensinterval.

Figur 9.7. Kumulative impulse responses af det offentlige forbrug for perioden 1991–2019 med 66% konfidensinterval



9.4.2 SVAR-modellen for perioden 1991–2021

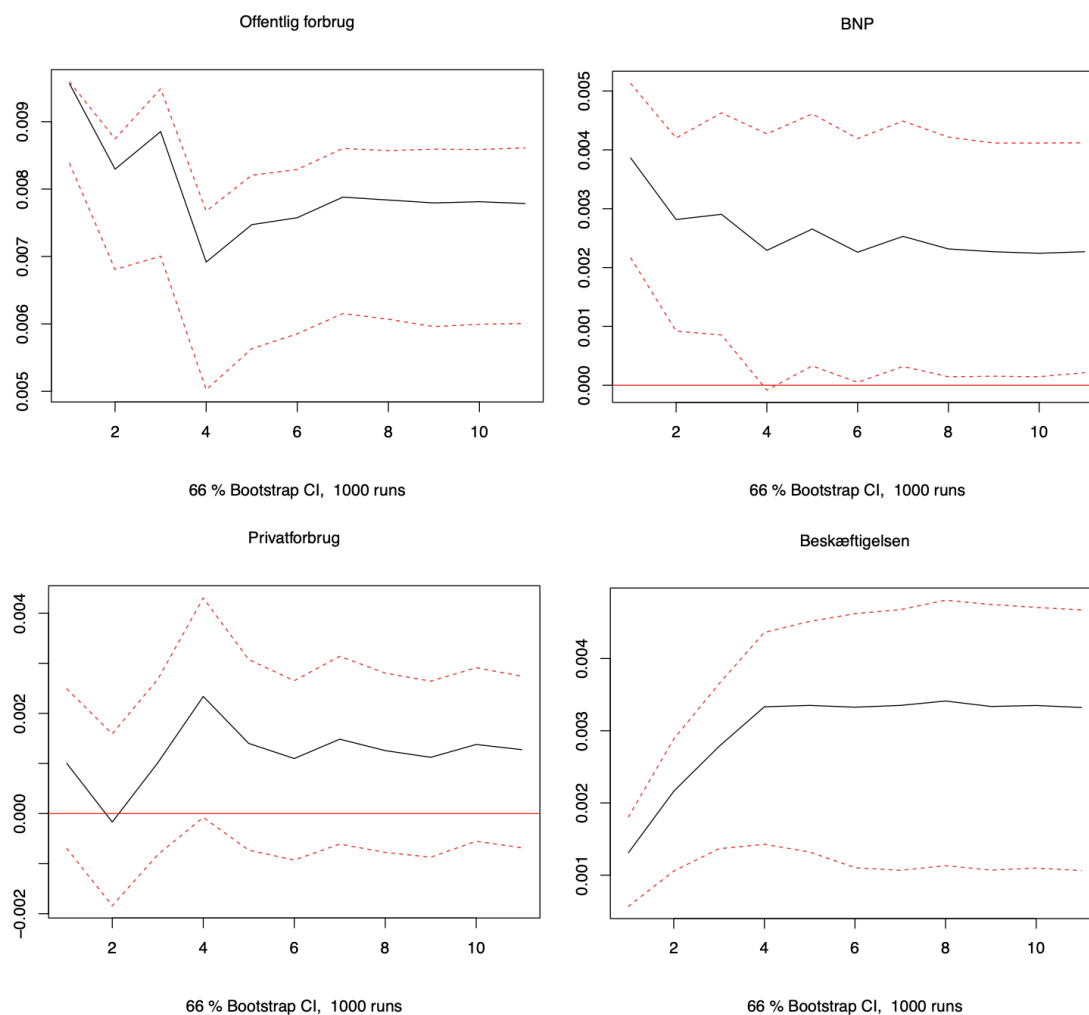
SVAR-modellens *impulse response* estimeres med 10 kvartaler ud i fremtiden, og disse kumulative *impulse response* koefficienter vises herunder i Tabel 9.11.

Tabel 9.11. Kumulative impulse response af det offentlige forbrug for perioden 1991–2021

	lnG	lnY	lnC	lnE
0. kvartal	0.010	0.004	0.001	0.001
1. kvartal	0.008	0.003	-0.0002	0.002
2. kvartal	0.009	0.003	0.001	0.003
3. kvartal	0.007	0.002	0.002	0.003
4. kvartal	0.007	0.003	0.001	0.003
5. kvartal	0.008	0.002	0.001	0.003
6. kvartal	0.008	0.003	0.001	0.003
7. kvartal	0.008	0.002	0.001	0.003
8. kvartal	0.008	0.002	0.001	0.003
9. kvartal	0.008	0.002	0.001	0.003
10. kvartal	0.008	0.002	0.001	0.003

I Figur 9.8 herunder er *impulse response* estimeret med et 66% konfidensinterval i stedet for et 95% konfidensinterval.

Figur 9.8. Kumulative impulse responses af det offentlige forbrug for perioden 1991–2021 med 66% konfidensinterval



9.5 Robusthedsanalyse

I dette afsnit laves der et robusthedsanalyse af de to SVAR-modeller. Robusthedsanalysen består af, at estimere modellen med henholdsvis et lag mindre og et lang mere end hvad informationskriteriet anbefaler.

9.5.1 SVAR-modellen for perioden 1991–2019

SVAR-modellen for perioden 1991–2019 vil blive estimeret med henholdsvis 1 lag og 3 lag. Herunder vil modellen blive estimeret med 1 lag, hvori estimerterne for de samtidige effekter og *impulse response*, samt kumulative *impulse response* plots, bliver præsenteret.

I Tabel 9.12 vises de samtidige effekter for SVAR-modellen med perioden 1991–2019.

Tabel 9.12. VAR-modellens B_0 -matricen for perioden 1991–2019 med et lag

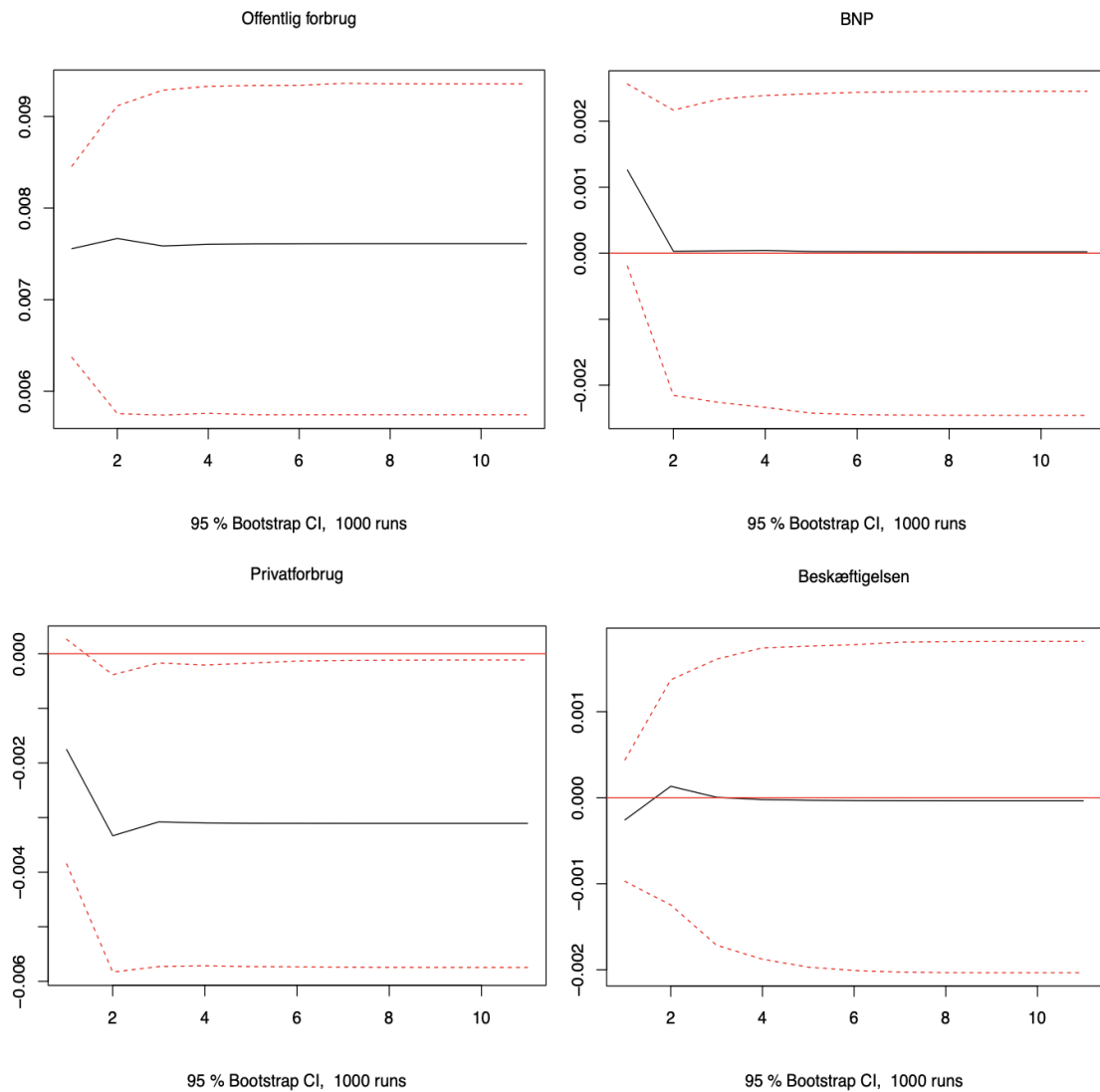
	lnG	lnY	lnC	lnE
lnG	0.008	0	0	0
lnY	0.001	0.008	0	0
lnC	-0.002	0.005	0.010	0
lnE	-0.0003	0.001	0.001	0.004

I Tabel 9.13 vises *impulse response* koefficienterne, hvilket benyttes til at estimere de finanspolitiske multiplikatorer.

Tabel 9.13. Kumulative impulse response af det offentlige forbrug for perioden 1991–2019 med et lag

	lnG	lnY	lnC	lnE
0. kvartal	0.008	0.001	-0.002	-0.0003
1. kvartal	0.008	0.00003	-0.003	0.0001
2. kvartal	0.008	0.00004	-0.003	0.00000
3. kvartal	0.008	0.00004	-0.003	-0.00002
4. kvartal	0.008	0.00003	-0.003	-0.00003
5. kvartal	0.008	0.00002	-0.003	-0.00003
6. kvartal	0.008	0.00002	-0.003	-0.00004
7. kvartal	0.008	0.00002	-0.003	-0.00004
8. kvartal	0.008	0.00002	-0.003	-0.00004
9. kvartal	0.008	0.00002	-0.003	-0.00004
10. kvartal	0.008	0.00002	-0.003	-0.00004

Ligeledes illustrerer Figur 9.9 de kumulative *impulse responses* af stødet til det offentlige forbrug i en SVAR-model med et lag.

Figur 9.9. Kumulative impulse responses af det offentlige forbrug for perioden 1991–2019 med et lag

Yderligere estimeres SVAR-modellen med tre lag, hvori estimaterne for de samtidige effekter og *impulse response*, samt kumulative *impulse response* plots, bliver præsenteret.

I Tabel 9.14 vises de samtidige effekter for SVAR-modellen med perioden 1991–2019.

Tabel 9.14. VAR-modellens B_0 -matricen for perioden 1991–2019 med tre lag

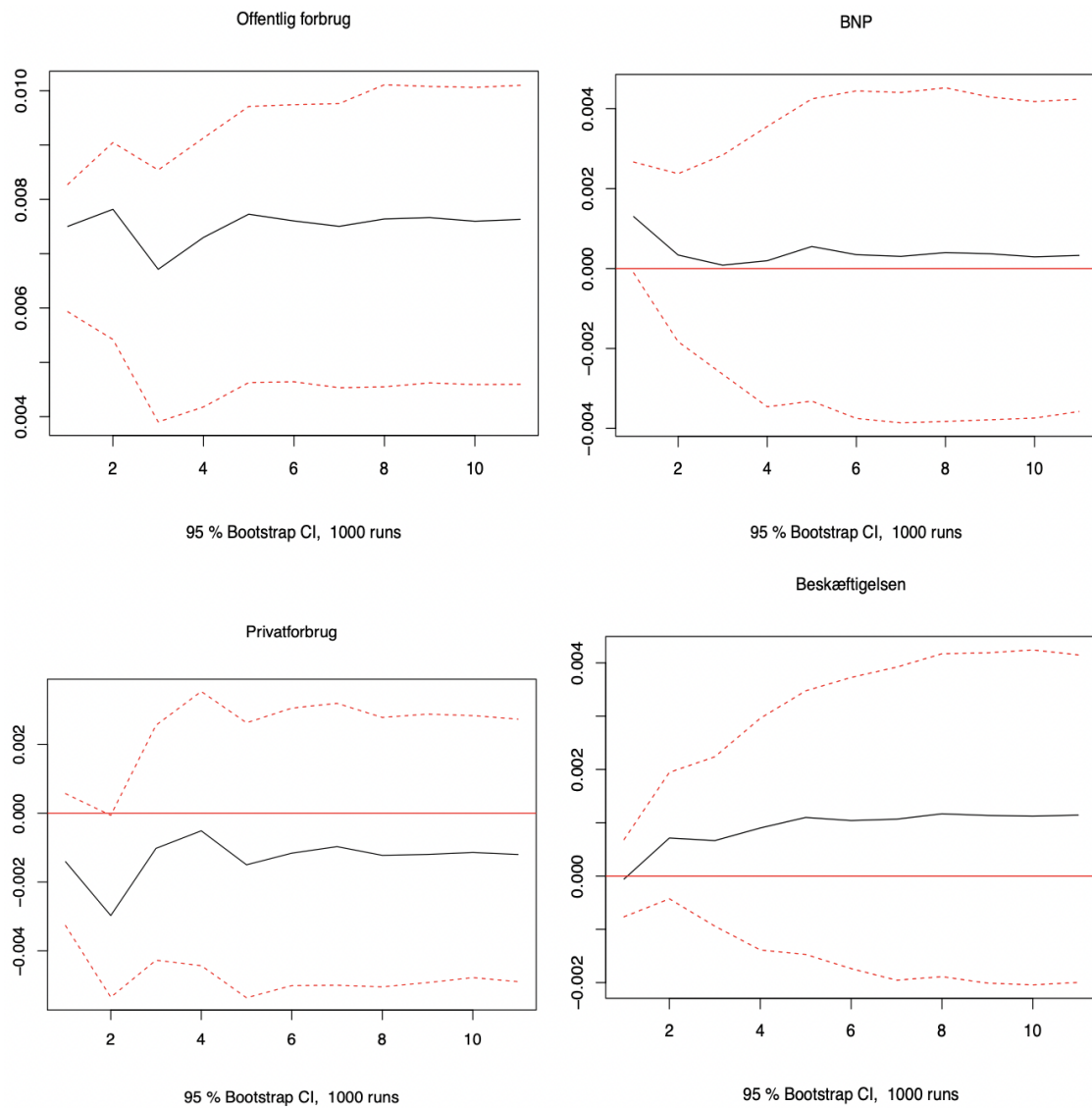
	lnG	lnY	lnC	lnE
lnG	0.008	0	0	0
lnY	0.001	0.008	0	0
lnC	-0.001	0.006	0.010	0
lnE	-0.0001	0.001	0.001	0.004

I Tabel 9.15 vises *impulse response* koefficienterne.

Tabel 9.15. Kumulative impulse response af det offentlige forbrug for perioden 1991–2019 med tre lag

	lnG	lnY	lnC	lnE
0. kvartal	0.008	0.001	-0.001	-0.0001
1. kvartal	0.008	0.0003	-0.003	0.001
2. kvartal	0.007	0.0001	-0.001	0.001
3. kvartal	0.007	0.0002	-0.001	0.001
4. kvartal	0.008	0.001	-0.002	0.001
5. kvartal	0.008	0.0003	-0.001	0.001
6. kvartal	0.008	0.0003	-0.001	0.001
7. kvartal	0.008	0.0004	-0.001	0.001
8. kvartal	0.008	0.0004	-0.001	0.001
9. kvartal	0.008	0.0003	-0.001	0.001
10. kvartal	0.008	0.0003	-0.001	0.001

Ligeledes illustrerer Figur 9.10 de kumulative *impulse responses* af stødet til det offentlige forbrug i en SVAR-model med tre lag.

Figur 9.10. Kumulative impulse responses af det offentlige forbrug

9.5.2 SVAR-modellen for perioden 1991–2021

SVAR-modellen for perioden 1991–2019 vil blive estimeret med henholdsvis 2 lag og 4 lag. Herunder vil modellen blive estimeret med 2 lag, hvori estimerterne for de samtidige effekter og *impulse response*, samt kumulative *impulse response* plots, bliver præsenteret.

I Tabel 9.16 vises de samtidige effekter for SVAR-modellen med perioden 1991–2021.

Tabel 9.16. VAR-modellens B_0 -matricen for perioden 1991–2021 med to lag

	lnG	lnY	lnC	lnE
lnG	0.010	0	0	0
lnY	0.004	0.011	0	0
lnC	0.001	0.010	0.011	0
lnE	0.001	0.003	0.002	0.005

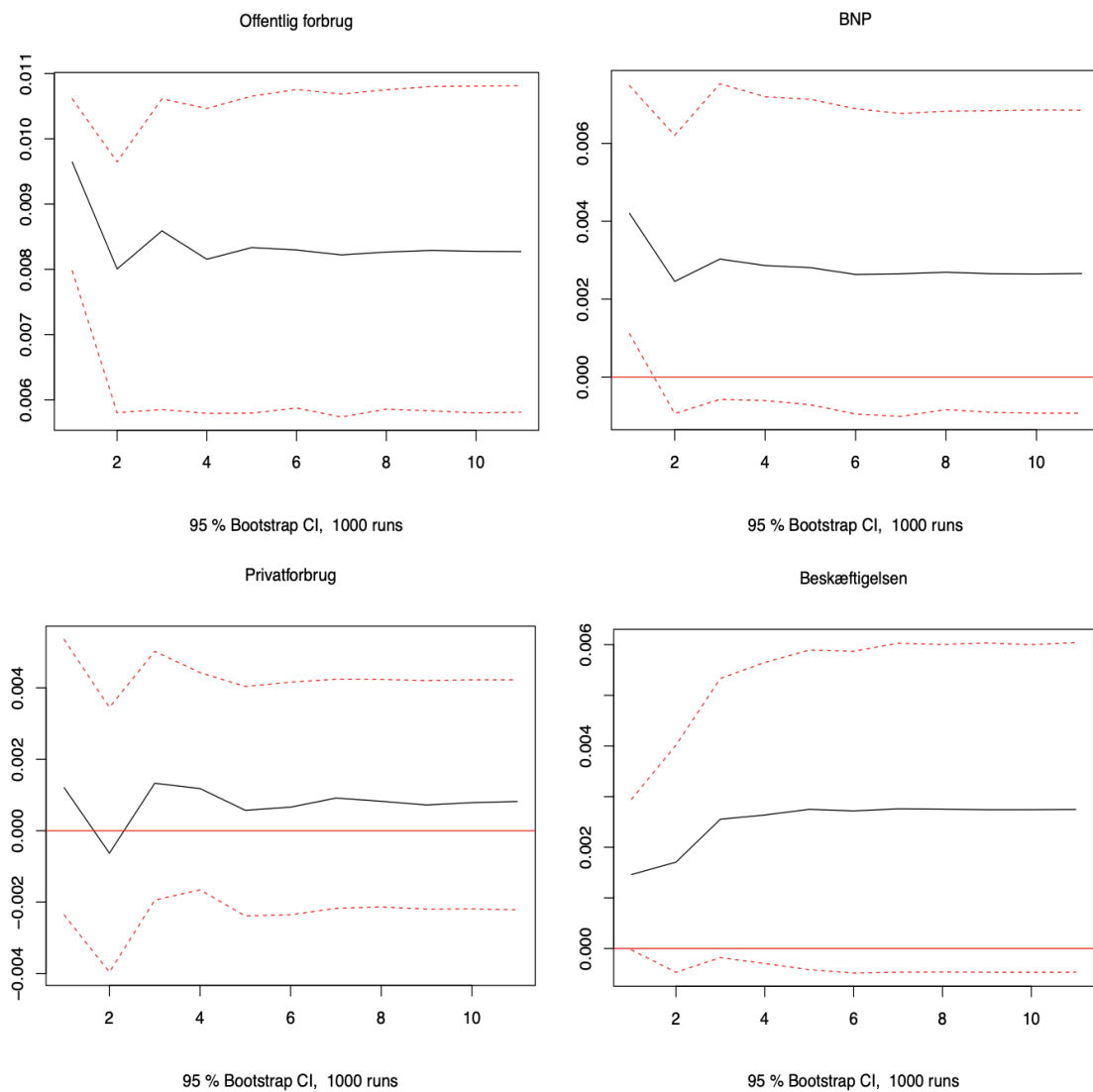
I Tabel 9.17 vises *impulse response* koefficienterne.

Tabel 9.17. Kumulative impulse response af det offentlige forbrug for perioden 1991–2021 med to lag

	lnG	lnY	lnC	lnE
0. kvartal	0.010	0.004	0.001	0.001
1. kvartal	0.008	0.002	-0.001	0.002
2. kvartal	0.009	0.003	0.001	0.003
3. kvartal	0.008	0.003	0.001	0.003
4. kvartal	0.008	0.003	0.001	0.003
5. kvartal	0.008	0.003	0.001	0.003
6. kvartal	0.008	0.003	0.001	0.003
7. kvartal	0.008	0.003	0.001	0.003
8. kvartal	0.008	0.003	0.001	0.003
9. kvartal	0.008	0.003	0.001	0.003
10. kvartal	0.008	0.003	0.001	0.003

Ligeledes illustrerer Figur 9.11 de kumulative *impulse responses* af stødet til det offentlige forbrug i en SVAR-model med to lag.

Figur 9.11. Kumulative impulse responses af det offentlige forbrug for perioden 1991–2021 med to lag



Yderligere estimeres SVAR-modellen med fire lag, hvori estimerne for de samtidige effekter og *impulse response*, samt kumulative *impulse response* plots, bliver præsenteret.

I Tabel 9.18 vises de samtidige effekter for SVAR-modellen med perioden 1991–2019. Fire lag

Tabel 9.18. VAR-modellens B_0 -matricen for perioden 1991–2021 med fire lag

	lnG	lnY	lnC	lnE
lnG	0.010	0	0	0
lnY	0.004	0.011	0	0
lnC	0.001	0.009	0.011	0
lnE	0.002	0.003	0.002	0.004

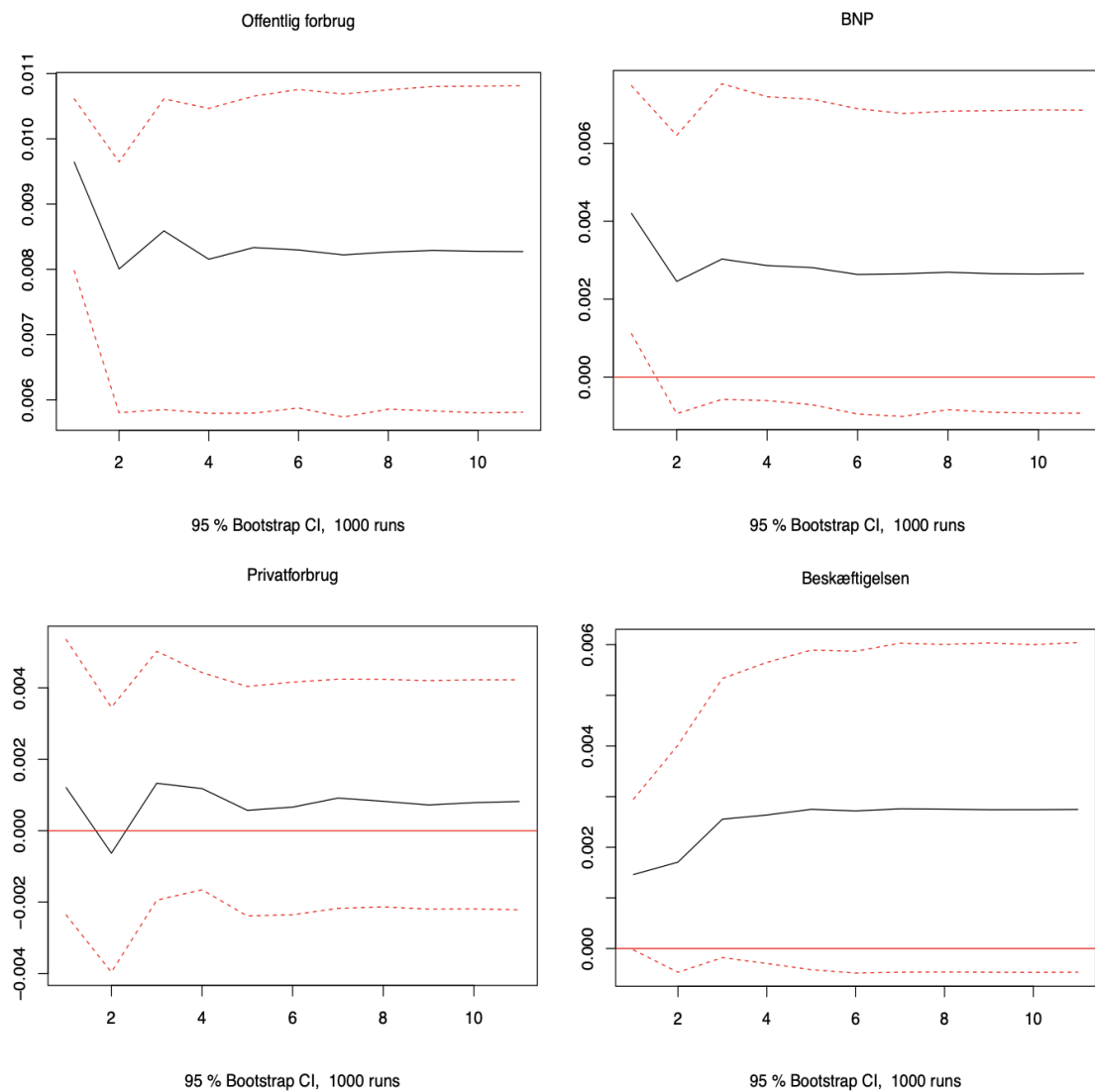
I Tabel 9.19 vises *impulse response* koefficienterne.

Tabel 9.19. Kumulative impulse response af det offentlige forbrug for perioden 1991–2021 med fire lag

	lnG	lnY	lnC	lnE
0. kvartal	0.010	0.004	0.001	0.002
1. kvartal	0.009	0.003	-0.0003	0.002
2. kvartal	0.009	0.003	0.001	0.003
3. kvartal	0.007	0.003	0.002	0.003
4. kvartal	0.007	0.003	0.001	0.004
5. kvartal	0.007	0.002	0.001	0.004
6. kvartal	0.007	0.002	0.001	0.004
7. kvartal	0.007	0.002	0.0002	0.004
8. kvartal	0.007	0.002	0.0002	0.003
9. kvartal	0.007	0.002	0.0003	0.003
10. kvartal	0.007	0.002	0.0002	0.003

Ligeledes illustrerer Figur 9.12 de kumulative *impulse responses* af stødet til det offentlige forbrug i en SVAR-model med to lag.

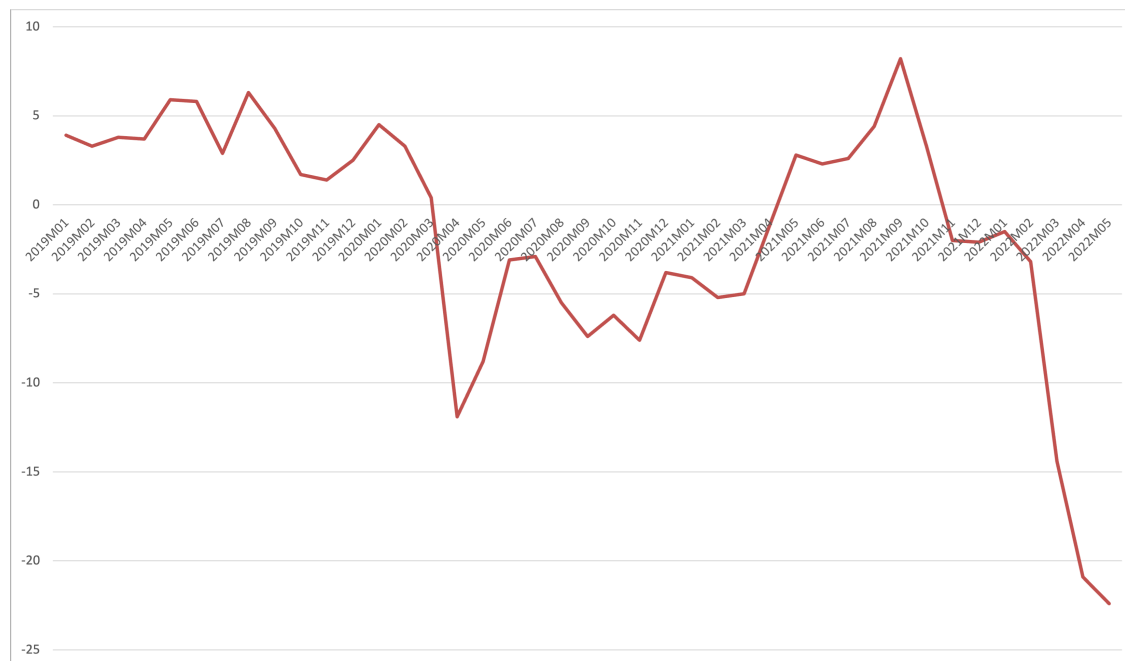
Figur 9.12. Kumulative impulse responses af det offentlige forbrug for perioden 1991–2021 med fire lag



9.6 Forbrugertillid

I Figur 9.13 illustreres forbrugertillidsindikatoren fra 2019 til 2022 på månedsbasis.

Figur 9.13. Forbrugertillidsindikator fra 2019 til 2022 på månedsbasis



Kilde: Tabel FORV1: Forbrugerforventninger (nettotal) efter indikator fra Statistikbanken.