



# Drivkrefter bak svak etterspørsel i økonomien

Utredning for Sysselsettingsutvalget

TALL

SOM FORTELLER

RAPPORTER / REPORTS

2020 / 32

Oddmund Berg, Thomas von Brasch, Ådne Cappelen, Martin B. Holm,  
Arvid Raknerud, Håkon Tretvoll og Trond C. Vigtel



*Oddmund Berg, Thomas von Brasch,  
Ådne Cappelen, Martin B. Holm, Arvid Raknerud,  
Håkon Tretvoll og Trond C. Vigtel*

**Drivkrefter bak svak etterspørsel i økonomien**  
Utredning for Sysselsettingsutvalget

I serien Rapporter publiseres analyser og kommenterte statistiske resultater fra ulike undersøkelser. Undersøkelser inkluderer både utvalgsundersøkelser, tellinger og registerbaserte undersøkelser.

© Statistisk sentralbyrå  
Ved bruk av materiale fra denne publikasjonen skal Statistisk sentralbyrå oppgis som kilde.

Publisert 14. september 2020

ISBN 978-82-587-1174-9 (trykt)  
ISBN 978-82-587-1175-6 (elektronisk)  
ISSN 0806-2056

<b>Standardtegn i tabeller</b>	<b>Symbol</b>
Tall kan ikke forekomme	.
Oppgave mangler	..
Oppgave mangler foreløpig	...
Tall kan ikke offentliggjøres	:
Null	-
Mindre enn 0,5 av den brukte enheten	0
Mindre enn 0,05 av den brukte enheten	0,0
Foreløpig tall	*
Brudd i den loddrette serien	—
Brudd i den vannrette serien	
Desimaltegn	,

## Forord

Denne rapporten er skrevet på oppdrag for Sysselsettingsutvalget. Sysselsettingsutvalget skal analysere utviklingen i sysselsettingen i Norge og foreslå tiltak for å øke sysselsettingen. Arbeidet er delt opp i to faser. Fase én var ferdig da ekspertgruppen la fram sine forslag for økt sysselsetting 28. mars 2019. I fase to er utvalget utvidet og inkluderer partene i arbeidslivet. Fase to begynte 5. april 2019.

I denne rapporten analyseres hvordan markedsrett og ulikhet kan påvirke den økonomiske aktiviteten, herunder sysselsettingen. Prosjektet ble satt i gang før utbredelsen av koronaviruset i Norge.

Statistisk sentralbyrå, 28. august 2020

Linda Nøstbakken

## Sammendrag

Økt markedsrett i produkt- og tjenestemarkedet, fallende lønnsandel og større ulikhet er tre globale utviklingstrekk som har vært trukket fram som mulige forklaringer på svak etterspørsel. I denne rapporten analyseres utviklingen i markedsrett, lønnsandel og ulikhet i Norge samt hvilke effekter dette har på samlet etterspørsel.

Et tegn på at markedsretten har økt i mange OECD-land er at prispåslaget (forholdet mellom produktenhetspris og marginalkostnad) har økt over tid. I denne rapporten analyseres utviklingen i markedsrett i Norge, blant annet ved å se på utviklingen i prispåslaget. I vår analyse av konkurransesituasjonen finner vi at det aggregerte prispåslaget i Norge har vært relativt stabilt. Over tid har også lønnskostnadsandelen i mange OECD-land falt. Lønnskostnadsandelen har vært relativt stabil for næringer i Fastlands-Norge, men når det justeres for selvstendige viser utviklingen et moderat fall. En slik reduksjon i lønnskostnadsandelen kan videre potensielt medføre redusert konsumetterspørsel fra lønnstakere. Samtidig er reduksjonen i lønnskostnadsandelen mest utpreget i næringer hvor staten mottar en stor del av eierinntektene, enten direkte gjennom eierskap eller indirekte gjennom skatter. I den grad disse inntektene anvendes til offentlige investeringer og konsum vil reduksjonen i etterspørselen som følge av fallende lønnskostnadsandel bli dempet. Det at både prispåslaget og lønnskostnadsandelen har vært relativt stabile siden midten av 1990-tallet når vi ser vekk fra disse næringene, gir oss dermed ikke grunnlag for å konkludere at utviklingen i lønnsandelen og markedsrett har redusert den samlede etterspørselen nevneverdig i denne perioden.

I mange OECD-land, inkludert Norge, har nivået på inntektsulikhet økt siden midten av 1980-tallet, men i Norge har økningen vært moderat sett i et historisk perspektiv. Økt ulikhet kan påvirke samlet etterspørsel, men kilden til økt ulikhet er av betydning for hvor stor effekten er. Inntektsulikheten kan øke som følge av økt inntektsrisiko eller som følge av økt spredning av permanent inntekt. Inntektsrisiko referer til usikkerheten rundt inntekten man forventer å få i løpet av arbeidslivet, mens permanent inntekt referer til en del av inntekten som vedvarer gjennom hele arbeidslivet. Analysen i denne rapporten indikerer at det i hovedsak er endringer i permanent inntekt som har ført til økt ulikhet i Norge, men at dette kun i liten grad har ført til lavere konsum og økt sparing. Effekten på samlet etterspørsel av økt ulikhet har dermed vært begrenset, og det er derfor ikke grunnlag for å konkludere med at den moderate økningen i ulikheten i Norge siden 1980-tallet har medført betydelig lavere samlet etterspørsel.

Ved bruk av den makroøkonomiske modellen KVARTS analyseres hvordan økt markedsrett og fallende lønnsandeler vil kunne påvirke norsk økonomi. Økt markedsrett kan gi seg utslag i økte marginer i varehandelen eller økt markedsrett overfor underleverandører. Økte marginer i varehandelen medfører høyere konsumpriser, lavere reallønn, redusert lønnsandel og lavere konsum. Samlet produksjon faller og næringsstrukturen endres slik at industrien ekspanderer, mens tjenesteytende næringer og bygg og anlegg reduseres. Økt markedsrett overfor underleverandører i industrien, som for eksempel virksomheter i næringsmiddelindustrien, vil kunne medføre lavere lønnsomhet blant disse industrivirksomhetene. Grunnet frontfagsmodellens virkemåte vil likevel industrien kunne bli mer konkurransedyktig som helhet på mellomlang sikt.

I rapporten analyseres også hvordan norsk økonomi vil kunne påvirkes hvis ulikheten øker og det er et betydelig gjennomslag fra økt ulikhet til konsum. Økt ulikhet vil da medføre lavere etterspørsel gjennom lavere konsum som videre gir lavere investeringer, produksjon og import. Lavere aktivitet betyr høyere ledighet,

lavere årslønn og lavere inflasjon. For å bekjempe økt ledighet og lavere inflasjon vil Norges Bank redusere styringsrenta.

Til slutt analyseres virkningen av rentefallet på norsk økonomi i perioden 2011-2018. Den reduserte renta bidro isolert til at produksjonen, målt ved BNP Fastlands-Norge, er 2,1 prosent høyere og at sysselsettingen er nesten 1 prosent høyere i 2018. Lavere renter bidro til å løfte boligprisene i modellen med 24 prosent i denne perioden. Til sammenligning økte boligprisene i Norge rundt 30 prosent målt ved Statistisk sentralbyrås boligprisindeks i perioden fra 2012 til 2018.

## Abstract

Increased market power in the product and services market, a falling labour share and greater inequality are three global trends that have been defined as possible factors underlying weak demand. This report analyses developments in market power, labour share and inequality in Norway and the effects these factors have on overall demand.

A sign that market power has increased in many OECD countries is that the mark-up has increased over time. This report provides an analysis, based on developments in the mark-up, of changes in market power in Norway. Our analysis of the competitive situation shows that the aggregate mark-up in Norway has been relatively stable. In many OECD countries, the labour share has fallen over time. It has remained relatively stable for mainland industries in Norway, but adjustment for sole traders reveals a moderate falling tendency. Such a reduction in the labour share could potentially result in reduced consumer demand from wage-earners. At the same time, the reduction is most pronounced in industries in which the state receives a large share of profits either directly, through ownership, or indirectly through taxes. To the extent that this income is used for public investment and consumption, the reduction in demand due to a falling labour share will be curbed. The fact that both the mark-up and the labour share have been relatively stable since the mid-1990s therefore does not provide grounds for concluding that developments in the labour share and market power have reduced overall demand appreciably during this period.

The level of income inequality in many OECD countries, including Norway, has increased since the mid-1980s, but the increase in Norway has been moderate, viewed in a historical perspective. Greater inequality may affect overall demand, but the source of increased inequality has a bearing on the magnitude of the effect. Income inequality may increase as a consequence of higher income risk or of increased spread in permanent income. The analysis in this report indicates that it is mainly changes in permanent income that have led to greater inequality in Norway, but that this has only to a limited extent led to lower consumption and increased saving. There is therefore no basis for concluding that the moderate increase in inequality in Norway since the 1980s has resulted in significantly lower overall demand.

The KVARTS macroeconomic model is used to analyse how increased market power and falling labour shares may impact the Norwegian economy. Increased market power may be reflected in wider retail trade margins or increased market power in relation to vendors. Increased retail trade margins mean higher consumer prices, lower real wages, a reduced labour share and lower consumption. Increased market power in relation to manufacturing vendors, such as enterprises in the food industry, could result in lower profitability among these manufacturing enterprises. Because of the way in which the wage leader model functions, manufacturing might nonetheless be more competitive overall in the medium term. The report also analyses how the Norwegian economy could be affected if the inequality increases and the increased inequality is strongly reflected in consumption. Lower consumption due to increased inequality will result in lower demand, and hence lower investment, output and imports. Finally, the effects on the Norwegian economy of the fall in interest rates in the period 2011–2018 are analysed. The reduced interest rate contributed in isolation to output, measured as mainland GDP, being 2.1 per cent higher and employment almost 1 per cent higher in 2018.



## Innhold

<b>Forord</b> .....	<b>3</b>
<b>Sammendrag</b> .....	<b>4</b>
<b>Abstract</b> .....	<b>6</b>
<b>1. Innledning</b> .....	<b>8</b>
<b>2. Mulige drivkrefter bak svak etterspørsel i økonomien</b> .....	<b>9</b>
<b>3. Lønnskostnadsandeler og markedsrett</b> .....	<b>12</b>
3.1. Et makroøkonomisk perspektiv .....	13
3.2. Mikrobaserte analyser.....	21
3.3. Prispåslag .....	32
3.4. Markedskonsentrasjon .....	38
<b>4. Økt ulikhet og konsum</b> .....	<b>41</b>
4.1. Inntektsulikhet i Norge.....	41
4.2. Inntektsulikhet i USA .....	44
4.3. Inntektsulikhet i andre utvalgte land .....	45
4.4. Kapitalinntekt og måling av inntektsulikhet.....	47
4.5. Kilden til økt inntektsulikhet i Norge .....	48
4.6. Konsum og permanent inntekt .....	52
4.7. Effekten av inntektsulikhet på aggregert etterspørsel .....	55
<b>5. Virkningsberegninger</b> .....	<b>63</b>
5.1. KVARTS – en modell av modellen .....	63
5.2. Effekter på norsk økonomi av økte marginer i varehandel .....	71
5.3. Økt markedsrett overfor underleverandører .....	75
5.4. Økt ulikhet: effekter på norsk økonomi av redusert konsum .....	76
5.5. Virkninger av rentefallet på norsk økonomi 2011-2018 .....	79
<b>6. Oppsummering</b> .....	<b>82</b>
<b>Referanser</b> .....	<b>84</b>
<b>Vedlegg A Oppdragsgivers beskrivelse av oppdraget</b> .....	<b>88</b>
<b>Vedlegg B Oppdragstakers/SSBs beskrivelse av oppdraget</b> .....	<b>90</b>
<b>Vedlegg C Dekomponering av endring i lønnskostnadsandel i driftsresultatsendringer og lønnskostnadsendringer</b> .....	<b>97</b>
<b>Vedlegg D Dekomponering av endring i lønnskostnadsandelen i lønnsandelseffekten og sammensetningseffekten</b> .....	<b>98</b>
<b>Vedlegg E Lønnskostnadsandel etter næringshovedområde</b> .....	<b>100</b>
<b>Vedlegg F Olley-Pakes-dekomponering</b> .....	<b>103</b>
<b>Vedlegg G Bidragsfigurer, lønnskostnadsandel</b> .....	<b>107</b>
<b>Vedlegg H Aggregering av prispåslag</b> .....	<b>114</b>
<b>Vedlegg I Prispåslag etter næringshovedområde</b> .....	<b>115</b>
<b>Vedlegg J Prispåslag, sammenligning med De Loecker og Eeckhout (2019)</b> .....	<b>118</b>
<b>Vedlegg K Herfindahl-indeks etter næringshovedområde</b> .....	<b>119</b>
<b>Figurregister</b> .....	<b>122</b>
<b>Tabellregister</b> .....	<b>124</b>

## 1. Innledning

Mer markedsrett i produkt- og tjenestemarkedet, fallende lønnsandel og større ulikhet er tre globale utviklingstrekk som har vært trukket fram som mulige forklaringer på svak etterspørsel. I denne rapporten analyseres utviklingen i markedsrett, lønnsandel og ulikhet i Norge samt hvilke effekter dette har på samlet etterspørsel. Rapporten er bestilt av Sysselsettingsutvalget og både oppdragsgivers og oppdragstakers beskrivelse av oppdraget er beskrevet i Vedlegg A og Vedlegg B.

I kapittel 2 gjennomgås kort den økonomiske litteraturen som beskriver hvordan mer markedsrett og større ulikhet kan påvirke lønnskostnadsandelen og den samlede etterspørselen i økonomien. Gjennomgangen viser at økt markedsrett og større ulikhet både kan medføre lavere og høyere aktivitetsvekst. Effekten disse drivkreftene har på den samlede aktivitetsutviklingen avhenger i stor grad av om økt markedsrett skyldes sammensetningseffekter og til hvilken grad økt ulikhet påvirker konsumet.

I kapittel 3 analyseres utviklingen i lønnskostnadsandeler og markedsrett i Norge. Analysen gjøres fra både et makro- og mikroperspektiv ved bruk av henholdsvis nasjonalregnskapstall og regnskapsstatistikken fra Statistisk sentralbyrå. Nasjonalregnskapstallene går helt tilbake til 1970, og lar oss dermed se den historiske utviklingen i lønnskostnadsandelen. Tallene fra regnskapsstatistikken er mer detaljerte enn nasjonalregnskapstallene, og gjør det mulig å se på endringer i lønnskostnadsandeler innad i næringer som følge av sammensetningseffekter. I kapitlet analyseres også utviklingen i markedsrett i Norge ved å se på utviklingen i prispåslaget (forholdet mellom produktenhetspris og marginalkostnad) samt ved å konstruere Herfindahl-indekser.

I kapittel 4 analyseres hvordan økt ulikhet kan påvirke samlet etterspørsel. Kilden til økt ulikhet er av betydning for hvor stor effekten er. Inntektsulikheten kan øke som følge av økt inntektsrisiko eller som følge av økt spredning av permanent inntekt. I kapitlet analyseres utviklingen i inntektsrisiko og permanentinntekt i Norge. I tillegg gjennomføres det en modellanalyse som viser hvordan økt ulikhet kan medføre lavere aggregert etterspørsel.

I kapittel 5 gjennomføres ulike virkningsberegninger for å kaste lys over hvordan økt ulikhet, økt markedsrett og fallende lønnsandeler kan påvirke norsk økonomi. I kapitlet gis en stilisert beskrivelse av KVARTS, den makroøkonomiske modellen som benyttes for å gjennomføre virkningsberegningene. Effekter på norsk økonomi av økte marginer i varehandelen, økt markedsrett overfor underleverandører og av lavere konsum analyseres. I tillegg gjennomføres det en kontrafaktisk beregning som illustrerer virkningen av rentefallet på norsk økonomi i perioden 2011-2018.

## 2. Mulige drivkrefter bak svak etterspørsel i økonomien

Økt markedsrett i produkt- og tjenestemarkedet, fallende lønnsandel og større ulikhet er tre globale utviklingstrekk som har vært trukket fram som mulige forklaringer på svak etterspørsel.

Økt markedsrett gjør at bedriftene kan sette høyere priser og samtidig øke fortjenesten. Prispåslaget, et mål på markedsrett, viser forholdet mellom produktenhetspris og marginalkostnad ved produksjon. Ifølge De Loecker, Eeckhout og Unger (2018) har prispåslaget i USA økt fra 21 prosent over marginalkostnadene på midten av 1950 tallet til over 60 prosent nå. Ved å bruke årsregnskap fra over 70 000 bedrifter i 134 land, dokumenterer De Loecker og Eeckhout (2019) en økning i bedrifters prispåslag over de siste fire tiår. Fra 1980 til 2016 økte det gjennomsnittlige prispåslaget med rundt 50 prosent. I Europa har økningen vært sterkest i Danmark, men også i Norge og Sverige viser resultatene en markert økning. Ifølge De Loecker og Eeckhout (2019) var økningen i prispåslaget i Norge nesten 200 prosent (se kapittel 3). Til sammenligning var økningen i prispåslaget i Tyskland og USA henholdsvis 27,3 og 54,8 prosent i samme periode.

Økt markedsrett kan føre til lavere etterspørsel etter investeringsvarer. For eksempel vil det være mindre investeringer hvis det kun er én tilbyder – et monopol – enn hvis det er flere tilbydere som fritt konkurrerer (Arrow, 1962). Alesina mfl. (2005) studerer ulike reguleringer blant OECD-land og finner at reformer som bidrar til mer konkurranse og mindre markedsrett, enten i form av privatisering eller reduserte barrierer for å etablere bedrifter, bidrar til å øke investeringsnivået. Motstykket til dette er at økt markedsrett gir mindre investeringer. Dette samsvarer med studien til Gutiérrez og Philippon (2017) av bedrifter i privat sektor i USA som også finner at lavere investeringer må sees i sammenheng med økt markedsrett.

Økt markedsrett påvirker også trolig lønnsandelen - arbeidstakernes lønn som andel av den totale verdiskapingen – altså hvor stor del av «kaken» de får. Den resterende delen av kaken tilfaller kapitaleierne. Endringer over tid i hvordan den totale verdiskapingen fordeles mellom arbeidstakere og kapitaleiere kan kaste lys over endringer i arbeidsmarkedets virkemåte. Videre er det et interessant spørsmål i hvilken grad svak etterspørsel i økonomien potensielt kan tilskrives redusert etterspørsel fra lønsmottakere som følge av lavere lønnskostnadsandel. I mange land har man observert at lønnsandelen har falt over lengre tid – reallønnsutviklingen følger ikke produktivitetsutviklingen. Utviklingen i lønnsandelen (lønnskostnader som andel av bruttoprodukt) i europeiske land på næringsnivå er dokumentert av Autor mfl. (2019) ved hjelp av EUs KLEMS-database. De finner at reduksjonen fra 1970 og fram til 2010 har vært spesielt sterk i Frankrike, Italia og Østerrike, med en reduksjon fra omtrent 75 prosent i 1970 til 60-65 prosent i 2010. For Tyskland har fallet vært mer moderat (fra omtrent 70 prosent i 1970 til 67 prosent i 2010), mens det for Storbritannia ikke har vært noen tendens til fallende lønnsandel over samme periode. Basert på nasjonalregnskapstall for 20 OECD-land viser Schwellnus mfl. (2018) at lønnsandelen har falt med omtrent 3,5 prosentpoeng over perioden 1995-2011, men at det er store forskjeller mellom land. Eksempelvis har lønnsandelen i USA falt fra 72,0 prosent i 1997 til 65,8 prosent i 2011, mens det for Sverige og Norge har vært en svak økning over perioden 1995-2011 (fra henholdsvis 59,7 til 61,5 prosent, og 65,7 til 67,6 prosent). Ifølge analysen til Bergholt mfl. (2018) er automatisering hovedforklaringen bak fallende lønnsandel i USA, men også økende markedsrett kan forklare noe av

reduksjonen. Ettersom kapitalinntekter er mer ulikt fordelt enn lønnsinntekter, vil en fallende lønnsandel trolig også gi seg utslag i økt ulikhet.

Økt ulikhet har også blitt trukket fram som en drivkraft bak svak etterspørsel i økonomien. I mange OECD-land, inkludert Norge, har nivået på ulikhet økt siden midten av 1980-tallet. Den mest dramatiske utviklingen ser vi i USA hvor andelen av samlet inntekt etter skatt som går til de 10 prosent rikeste av befolkningen har økt betydelig siden 1980. I den samme perioden har andelen som går til den nederste halvdel av fordelingen falt. Resultatet er at Gini-koeffisienten for individuell inntekt etter skatt i USA økte fra 0,37 i 1980 til 0,49 i 2014. Dette har bidratt til at ulikhet har fått mye oppmerksomhet de siste årene både i medier, blant politikere og i samfunnsøkonomisk forskning.

Utviklingen i ulikhet i andre OECD-land vi i Norge vanligvis sammenligner oss med har ikke vært like dramatisk som i USA, men tendensen er at inntektsulikheten har økt. For eksempel har Gini-koeffisienten i Sverige gått fra 0,22 i 1980 til 0,28 i 2016, mens den i samme periode gikk fra 0,27 til 0,35 i Danmark. Tallseriene for Norge er for husholdningers inntekt etter skatt. Serien starter i 1986 da Gini-koeffisienten var 0,21, og den økte til 0,25 i 2016. Utviklingen i de skandinaviske landene viser altså en mindre endring enn i USA, men likevel har inntektsulikheten økt også i disse landene.

Økt ulikhet kan påvirke etterspørselssiden av økonomien. I modeller som tar sikte på å kvantifisere effekten på etterspørselen vil imidlertid både kilden til økt inntektsulikhet og konsumentenes respons på dette være av betydning. Straub (2019) fokuserer på utviklingen i USA og presenterer en modell hvor kilden til økt ulikhet er en økt spredning i permanent inntekt. I tillegg finner han støtte for at konsum er en konkav funksjon av permanent inntekt. Økt inntektsulikhet som følger av en økt spredning i permanent inntekt fører dermed til økt sparing i Straubs modell og bidrar til å senke rentenivået. Dermed kan den økte inntektsulikheten i USA være noe av grunnen til de lave rentene vi har sett det siste tiåret.

Auclert og Rognlie (2018) fokuserer i stedet på økt inntektsulikhet som er drevet av en økning i inntektsrisiko. Med en mer variabel inntekt i løpet av arbeidslivet kan husholdninger reagere ved å spare mer og dermed dempe konsum. Effekten avhenger ikke av forholdet mellom konsum og permanent inntekt som Straub (2019) fokuserer på. Det vil imidlertid være forskjell i effektene på aggregert konsum på kort og lang sikt ettersom økt sparing i en fase av livet vil føre til høyere formue senere.

Økonomisk teori peker ikke entydig i retning av at økt ulikhet vil medføre lavere etterspørsel etter konsumvarer. For eksempel vil en økning i ulikhet som skyldes en økt spredning i permanent inntekt kun ha en betydelig effekt på aggregert etterspørsel under visse forutsetninger om husholdningenes preferanser. En viktig forskjell mellom arbeidene til Straub (2019) og Auclert og Rognlie (2018) er nettopp i valget av preferanser i modellen. Auclert og Rognlie (2018) benytter homotetiske preferanser som er mest vanlig i økonomiske modeller. Det betyr at husholdninger som opplever en økning i sin permanente inntekt vil skalere opp konsumet. Økt ulikhet som skyldes økt permanentinntektsulikhet vil dermed i liten grad endre aggregert konsum, kun fordelingen av konsum mellom husholdninger. Auclert og Rognlie (2018) finner derfor at økt spredning i permanent inntekt ikke har noen betydelig effekt på konsumet.

Straub (2019) viser derimot til en empirisk øvelse som gir belegg for å benytte ikke-homotetiske preferanser, og effekten blir dermed en annen. Hvor sterk

effekten blir på aggregert konsum avhenger av hvor stort avviket fra homotetiske preferanser er. Det vil si, hvor konkav konsumfunksjonen som funksjon av permanent inntekt er. Straub (2019) finner støtte for et betydelig avvik fra homotetiske preferanser. Et slikt valg i konstruksjonen av en økonomisk modell vil være av avgjørende betydning for effekten man får. Det er dermed nødvendig å ha et empirisk belegg for valgene som tas, og når vi benytter Straubs empiriske metode på norske data finner vi ikke samme støtte for å avvike sterkt fra forutsetningen om homotetiske preferanser. Cuaresma mfl. (2018) finner ikke empirisk belegg for en negativ sammenheng mellom inntektsulikhet og aggregert konsum basert på data for et bredt spekter av land. Landsem (2016) finner i sin masteroppgave heller ikke støtte for at ulikhet målt med Gini-koeffisienten påvirker konsumutviklingen i Norge.

De globale utviklingstrekkene med større ulikhet, økt markedsrett og fallende lønnsandel vil kunne påvirke etterspørselssiden i økonomien. Selv om også tilbudssiden vil kunne påvirkes av disse tre globale utviklingstrekkene er det effekten på etterspørselen som er hovedfokuset i denne rapporten. Vi analyserer utviklingen i markedsrett, lønnsandel og ulikhet i Norge samt hvilke effekter dette har på samlet etterspørsel. For å analysere effektene på samlet etterspørsel benytter vi oss av den makroøkonomiske modellen KVARTS.

### 3. Lønnskostnadsandeler og markedsmakt

Lønnskostnadsandelen er et mål på hvor stor andel av verdiskapningen i økonomien som tilfaller de ansatte – altså hvor stor del av «kaken» de får. Den resterende delen av kaken tilfaller kapitaleierne. Endringer over tid i hvordan den totale verdiskapningen fordeles mellom arbeidstakere og kapitaleiere kan kaste lys over endringer i arbeidsmarkedets virkemåte. Videre er det et interessant spørsmål i hvilken grad svak etterspørsel i økonomien potensielt kan tilskrives redusert etterspørsel fra lønnsinntakere som følge av lavere lønnskostnadsandel.

I flere land har lønnskostnadsandelen falt de siste 50 årene (ILO og OECD 2015). Flere teorier har vært trukket fram for å forklare denne utviklingen. En hypotese er at arbeidstakere og fagforeninger over tid har fått mindre forhandlingsmakt overfor arbeidsgivere. Lavere forhandlingsmakt gir seg utslag i lavere lønn, som igjen medfører at en mindre del av verdiskapningen tilfaller arbeidstakerne, se blant annet Bergholt mfl. (2019), Bjørnstad mfl. (2017), Fichtenbaum (2011), Brasch mfl. (2018) og Jarosch mfl. (2019). Globalisering og økt handel trekkes ofte fram som en mulig forklaring på lavere forhandlingsmakt. Globalisering kan bidra til at arbeidstakere og fagforeninger står svakere stilt i forhandlinger med arbeidsgivere fordi barrierene for å flytte produksjonen ut av landet blir lavere, se Böckerman og Maliranta (2013) og Tørsløv mfl. (2019). Samtidig har fri bevegelse av arbeidskraft innenfor EØS har bidratt til mer konkurranse om jobbene.

En annen hypotese, direkte relatert til produksjonsprosessen, er at teknologisk framgang og automatisering fører til et mindre behov for arbeidsinnsats, særlig innsats som krever lite dokumentert kompetanse, i produksjonen. Det er ingen automatikk i at produktivitetsgevinsten ved den teknologiske framgangen skaper nye jobber andre steder i økonomien som veier opp for automatiseringen, se for eksempel Acemoglu og Restrepo (2019) og Aghion mfl. (2019). På denne måten reduseres arbeidstakernes andel av total verdiskapning.

En tredje hypotese knytter seg til markedssituasjonen, i form av foretakenes markedsmakt. En versjon av denne hypotesen er den såkalte «superstar firms»-teorien til Autor mfl. (2019), som går ut på at forbedringer i informasjonsteknologi og immateriell kapital er mest fordelaktig for de mest produktive foretakene i et marked. Disse kan dermed produsere mer effektivt og øke sin markedsandel. Jo høyere markedsandel et foretak har, jo høyere prispåslag vil det generelt ha, og dermed en lavere lønnskostnadsandel. Dette er med andre ord en teori om at markedsmakt påvirker lønnskostnadsandelen.

Uansett hva som er de underliggende årsakene, vil det at lønnskostnadsandelen endrer seg potensielt ha konsekvenser for etterspørsel etter varer og tjenester i økonomien. En fallende lønnskostnadsandel kan for eksempel føre til lavere etterspørsel etter konsumgoder. Samtidig vil en fallende lønnskostnadsandel nødvendigvis føre til økt eierinntektsandel. I den grad dette øker bedrifters investeringer vil dette dempe (men ikke fullstendig utlikne) effekten av redusert etterspørsel etter konsumgoder fra lønnsinntakere, se for eksempel Hounghonon og Da Costa (2017) og ILO og OECD (2015).

I de neste to avsnittene ser vi på lønnskostnadsandelen fra både et makro- og mikroperspektiv ved bruk av henholdsvis nasjonalregnskapstall og regnskapsstatistikken fra Statistisk sentralbyrå. Nasjonalregnskapstallene går helt tilbake til 1970, og lar oss dermed se den historiske utviklingen i lønnskostnadsandelen. Tallene fra regnskapsstatistikken er mer detaljerte enn nasjonalregnskapstallene, og gjør det mulig å se på endringer i lønnskostnadsandeler innad i næringer som følge av sammensetningseffekter.

### 3.1. Et makroøkonomisk perspektiv

Det er flere ulike måter å definere lønnskostnadsandelen på i et makroøkonomisk perspektiv. I mange internasjonale studier, som for eksempel Autor mfl. (2019), brukes lønnskostnader som andel av bruttoprodukt som mål på lønnskostnadsandelen. Et annet utgangspunkt er å definere lønnskostnadsandelen i år  $t$  ( $S_{Lt}$ ) som forholdet mellom totale lønnskostnader ( $W_t L_t$ ) og total faktorinntekt ( $P_t Y_t$ ):

$$(3.1) \quad S_{Lt} = \frac{W_t L_t}{P_t Y_t}$$

Et alternativ til denne definisjonen er å la inntekt som tilfaller selvstendig næringsdrivende inngå i lønnskostnadsandelsbegrepet. Selvstendige vil som oftest ta ut inntekt i form av driftsresultat, og ikke gjennom lønn. Dermed vil deres avlønning rapporteres som kapitalinntekt og ikke som lønnskostnad. Hvordan vi tar hensyn til selvstendig næringsdrivende er viktig for hvordan den historiske utviklingen i lønnskostnadsandelen framstår, da flere næringer har en ikke-neglisjerbar, men fallende, andel av verdiskapning fra selvstendig næringsdrivende. Ettersom vi ønsker å se hvorvidt endringer i lønnskostnadsandelen påvirker ulikhet og samlet etterspørsel, velger vi i vår analyse å behandle selvstendig næringsdrivende som lønnstakere ettersom en stor andel av disse har hovedinntekt fra lønnsinntekt (og ikke næringsinntekt).<sup>1</sup>

For å tilskrive selvstendig næringsdrivende en lønnskostnad, tar vi utgangspunkt i antall timeverk som utføres av selvstendig næringsdrivende ( $s$ ) i et næringshovedområde i år  $t$  ( $L_t^s$ ). Vi legger videre til grunn at den gjennomsnittlige timelønnsraten for selvstendig næringsdrivende ( $W_t^s$ ) er den samme som for lønnstakere i samme næringshovedområde i år  $t$  ( $W_t$ ).<sup>2</sup> Dermed blir den justerte aggregerte lønnskostnadsandelen i et næringsområde i år  $t$  lik:

$$(3.2) \quad \tilde{S}_{Lt} = \frac{W_t L_t + W_t^s L_t^s}{P_t Y_t} = \frac{W_t (L_t + L_t^s)}{P_t Y_t}$$

Med utgangspunkt i ligning (3.1) og (3.2) og nasjonalregnskapstallene kan vi utlede utviklingen i den aggregerte justerte og ujusterte lønnskostnadsandelen for næringsvirksomhet i Fastlands-Norge over perioden 1970 til 2019. Som vi ser av Figur 3.1 er den ujusterte lønnskostnadsandelen,  $S_{Lt}$ , relativt konstant i perioden 1978 til 2019, og varierer mellom 72 og 77 prosent.<sup>3</sup>

Om vi derimot ser på den justerte lønnskostnadsandelen,  $\tilde{S}_{Lt}$ , er denne fallende, fra en topp på 93 prosent i 1978 til 82 prosent i 2019. Andelen lå på rundt 90 prosent fram til slutten av 1980-tallet, for deretter å falle på 1990-tallet og stabilisere seg på rundt 80 prosent på 2000-tallet.

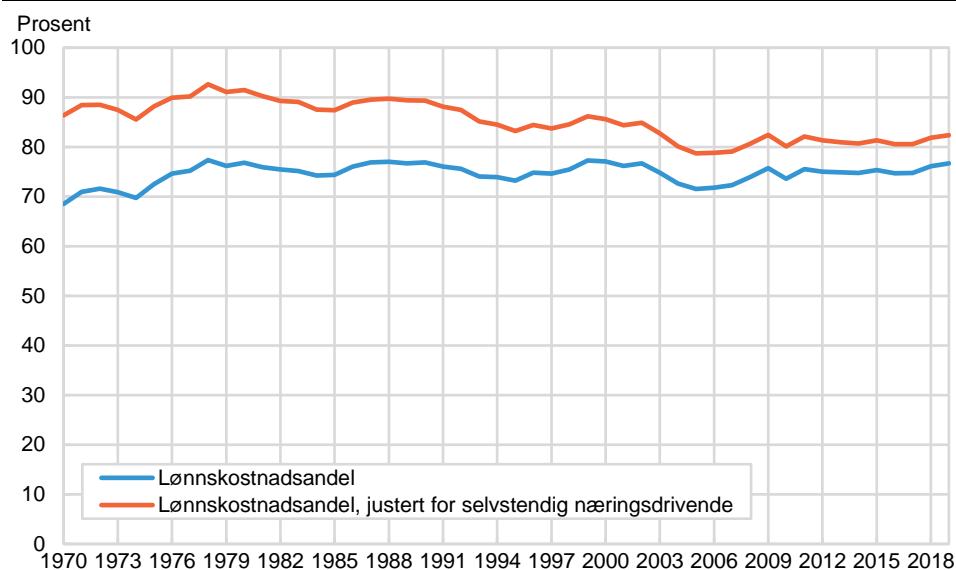
Endringen i avviket mellom de to tidsseriene skyldes en stadig fallende andel av totalt antall timeverk som utføres av selvstendig næringsdrivende, noe som isolert sett bidrar til å øke lønnskostnadsandelen (ettersom lønnskostnadene øker mens verdiskapningen holdes konstant, alt annet likt).

<sup>1</sup> Se <https://www.ssb.no/inntekt-og-forbruk/artikler-og-publikasjoner/sterk-vekst-i-naeringsinntekten> for en oversikt over inntektsgrunnlaget for selvstendig næringsdrivende.

<sup>2</sup> Faktorinntekten ( $P_t Y_t$ ) er uendret, ettersom vi legger til lønnskostnader for selvstendig næringsdrivende til de totale lønnskostnadene, men trekker også tilsvarende fra driftsresultat.

<sup>3</sup> Merk at nivået på lønnskostnadsandelen avviker noe fra Figur 6.3 i NOU 2019:6 ettersom vi avgrensner til Fastlands-Norge uten Offentlig administrasjon og forsvar og Boligtjenester egen bolig, mens Figur 6.3 i NOU 2019:6 kun ser på Fastlands-Norge, markedsrettet virksomhet.

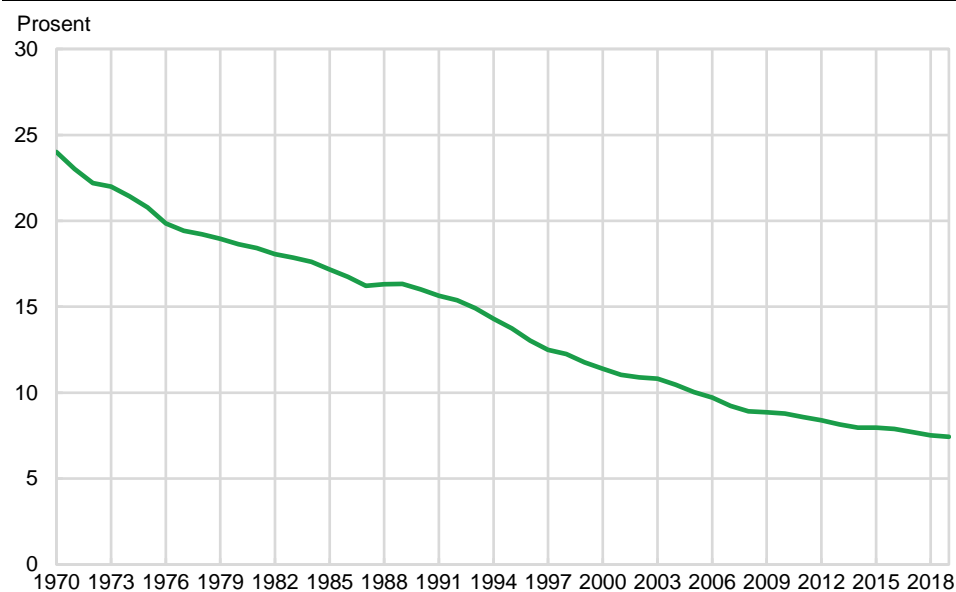
**Figur 3.1 Lønnskostnadsandel, Næringsvirksomhet Fastlands-Norge<sup>1</sup>**



<sup>1</sup>Næringsvirksomhet Fastlands-Norge er definert som Fastlands-Norge uten næringshovedområdene Offentlig administrasjon og forsvar og Boligtjenester egen bolig.  
Kilde: Statistisk sentralbyrå, Tabell 09170, Tabell 09174.

Den fallende trenden i andelen timeverk utført av selvstendige næringsdrivende, vist i Figur 3.2, er drevet spesielt av jordbruk og overgangen til stordrift i denne næringen, se Bjørnstad mfl. (2017).

**Figur 3.2 Andel timeverk utført av selvstendige i Næringsvirksomhet Fastlands-Norge<sup>1</sup>**



<sup>1</sup>Næringsvirksomhet Fastlands-Norge er her definert som Fastlands-Norge uten næringshovedområdene Offentlig administrasjon og forsvar og Boligtjenester egen bolig.  
Kilde: Statistisk sentralbyrå, Tabell 09174.

Det er tre næringer som utpeker seg med et fall i den justerte lønnskostnadsandelen: (i) primærnæringene (definert som Jordbruk og skogbruk og Fiske, fangst og akvakultur), (ii) Elektrisitets-, gass- og varmtvannsforsyning og (iii) Finansierings- og forsikringsvirksomhet. Utviklingen i lønnskostnadsandelen for disse næringene er illustrert i Figur 3.3.

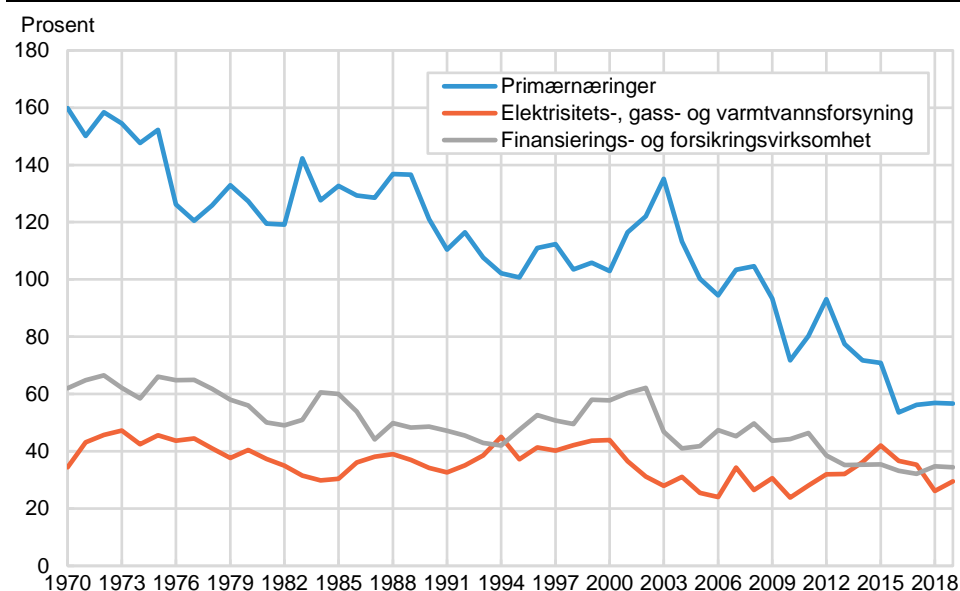
Fallet i lønnskostnadsandelen i primærnæringene skyldes to ting: (i) produktivitetsvekst og inntektsvekst i jordbruk (gjennom nedleggelse av bruk) og



(ii) økt lønnsomhet i fiske. I jordbruk har dette muliggjort en nedgang i offentlige subsidier i økonomien (og tilhørende reduserte utgifter for staten), mens i fiske har det ført til økt inntekt uten at staten får inn skatt i form av grunnrentebeskatning av akvakultur. I Elektrisitets-, gass- og varmtvannsforsyning skatter staten mye av de økte eierinntektene. Greker og Lindholt (2019) viser at grunnrenta innen både kraftproduksjon og akvakultur har steget de siste 30 årene. I Finansierings- og forsikringsvirksomhet får staten en del inntekter via eierutbytte, men her er det også mye private inntekter som kan tenkes å drive endringen i inntektsfordelingen.

Samlet sett kan vi derfor si at den delen av en skjevere fordeling i Fastlands-Norge som drives av de tre næringshovedområdene i Figur 3.3 ikke nødvendigvis reelt sett fører til en skjevere funksjonell fordeling ettersom en del av eierinntektene går direkte til det offentlige og/eller skattes inn, med unntak av fiskenæringen og herunder akvakultur. På denne måten dempes fordelingsvirkningene ved at endringene i stor grad finner sted i næringer der det offentlige mottar en betydelig del av inntektene, enten som eiere eller i form av skatt.

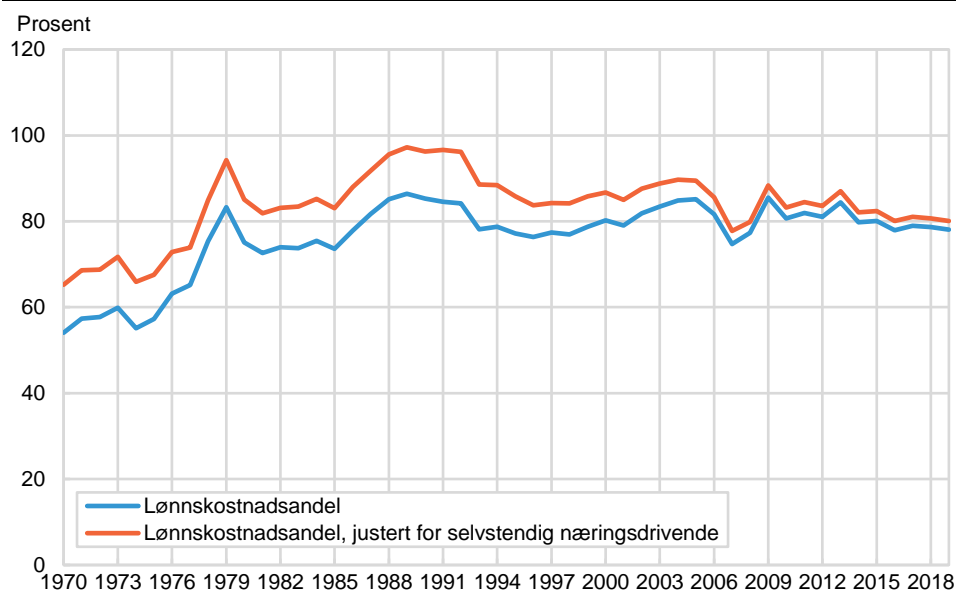
**Figur 3.3 Lønnskostnadsandeler, utvalgte næringer<sup>1</sup>**



<sup>1</sup>Lønnskostnadsandelene er justert for selvstendig næringsdrivende. Primærnæringer er definert som Jordbruk og skogbruk og Fiske, fangst og akvakultur.  
Kilde: Statistisk sentralbyrå, Tabell 09170, Tabell 09174.

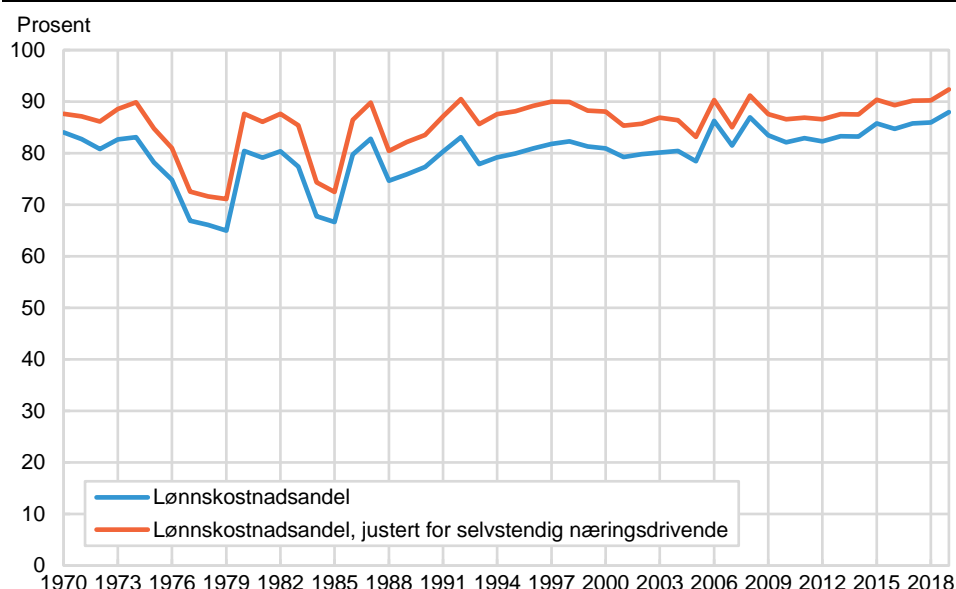
For de to store næringene Varehandel og reparasjon av motorvogn og Forretningsmessig tjenesteyting ser vi en forholdsvis stabil lønnskostnadsandel over tid, spesielt fra begynnelsen av 1990-tallet. Dette er illustrert i Figur 3.4 og Figur 3.5. Vi ser dog en reduksjon i lønnskostnadsandelen i Varehandel og reparasjon av motorvogn fra 97 prosent i 1989 og ned til 80 prosent i 2019.

**Figur 3.4 Lønnskostnadsandel, Varehandel og reparasjon av motorvogn**



Kilde: Statistisk sentralbyrå, Tabell 09174.

**Figur 3.5 Lønnskostnadsandel, Forretningsmessig tjenesteyting**

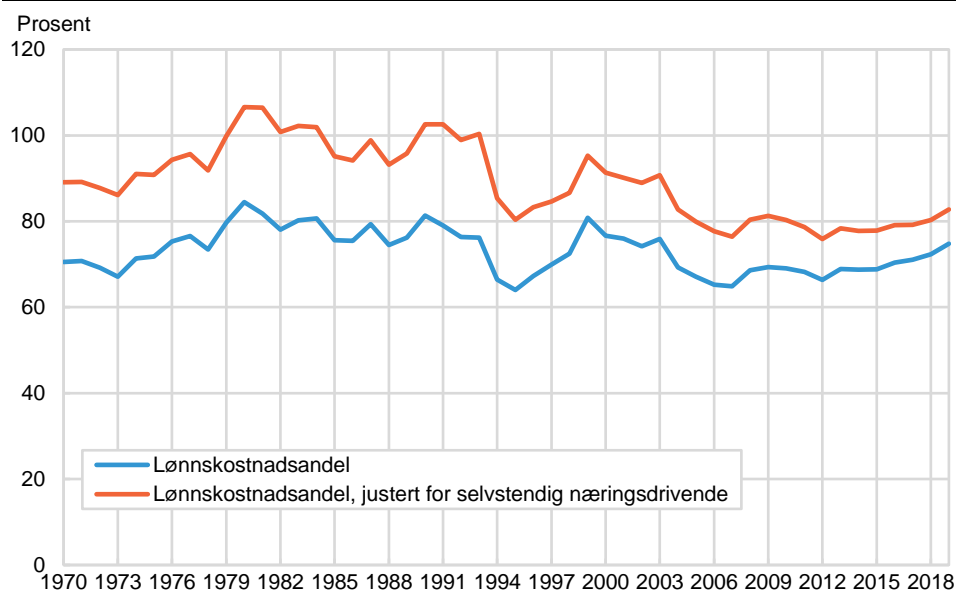


Kilde: Statistisk sentralbyrå, Tabell 09174.

Fra starten av 1990-tallet ser vi at lønnskostnadsandelen i en tredje stor næring, Bygge- og anleggsvirksomhet, har falt fra et nivå på 103 prosent i 1993 til 80 prosent i 2019.<sup>4</sup> Dette er illustrert i Figur 3.6.

<sup>4</sup> At nivået tidvis overstiger 100 prosent for den justerte lønnskostnadsandelen i Bygge- og anleggsvirksomhet er en konsekvens av måten vi behandler selvstendig næringsdrivende på: som fullverdige lønsmottakere med avlønning av deres timeverk med timelønssatsen i næringen.

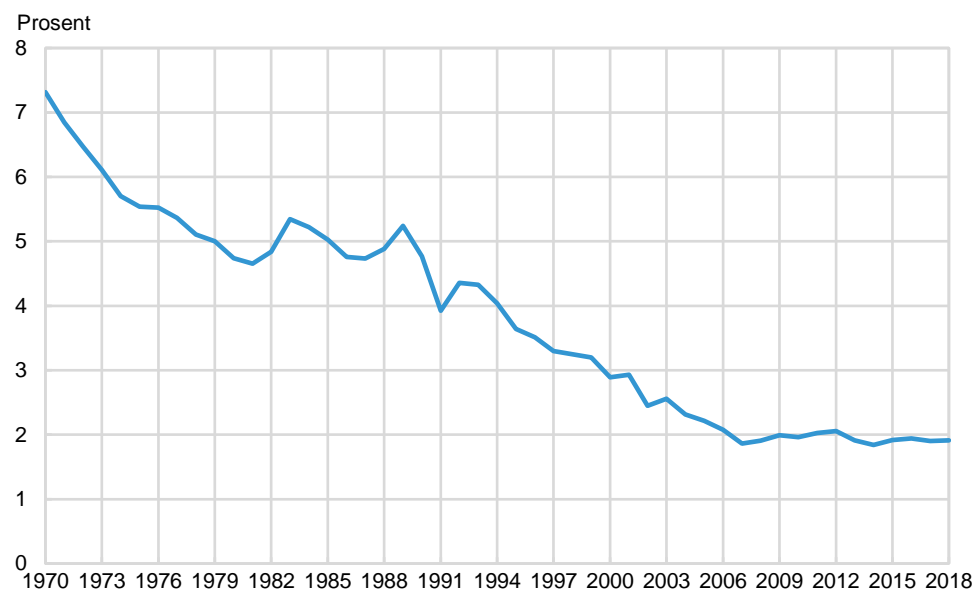
**Figur 3.6 Lønnskostnadsandel, Bygge- og anleggsvirksomhet**



Kilde: Statistisk sentralbyrå, Tabell 09174.

For Industri er også andelen av totalt antall timeverk som utføres av selvstendige næringsdrivende fallende over tid, men fra et mye lavere nivå (7,3 prosent i 1970) enn for Fastlands-Norge som helhet (jfr. Figur 3.2). Dette er vist i Figur 3.7.

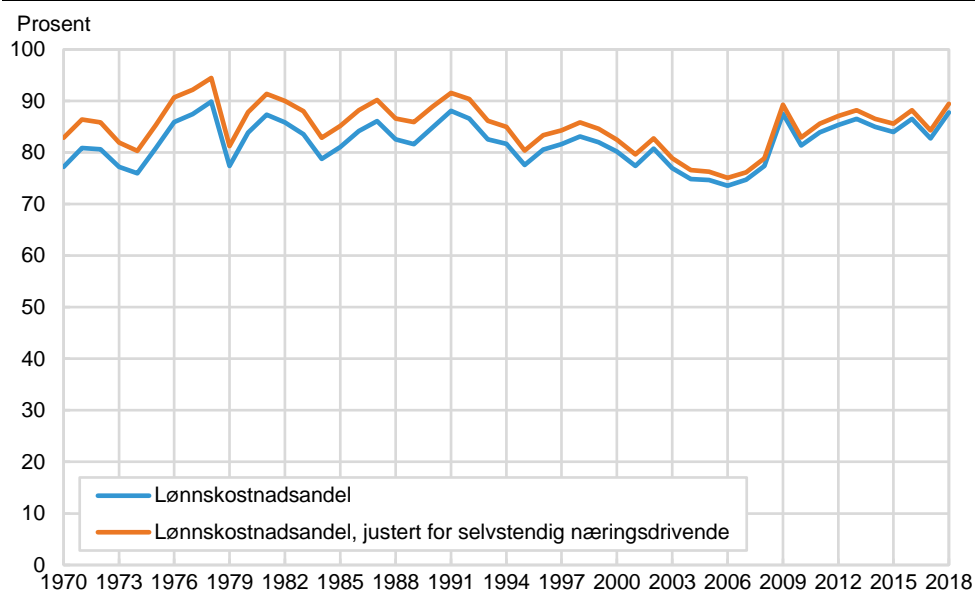
**Figur 3.7 Andel timeverk utført av selvstendige, Industri**



Kilde: Statistisk sentralbyrå, Tabell 09174.

I Figur 3.8 ser vi dermed at det ikke er store forskjeller mellom den justerte og ujusterte lønnskostnadsandelen i Industri, som begge har holdt seg nokså stabile. Gjennomsnittet i perioden 1970-2019 er henholdsvis 82 og 85 prosent. Den store økningen i lønnskostnadsandelen fra 2008 til 2009 må sees i sammenheng med finanskrisen hvor flere foretak opplevde svært svake driftsresultater.

**Figur 3.8 Lønnskostnadsandel, Industri**

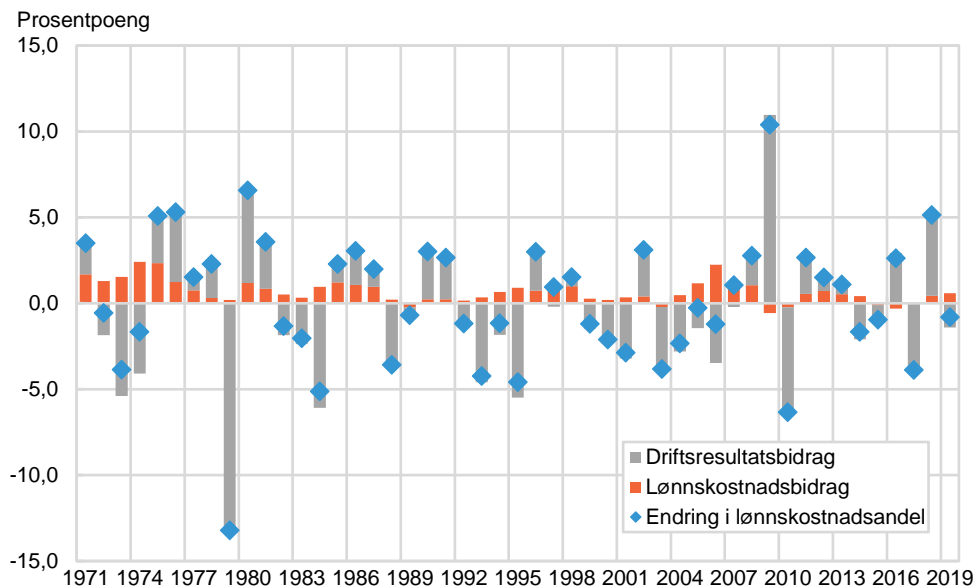


Kilde: Statistisk sentralbyrå, Tabell 09170, Tabell 09174.

### 3.1.1 Dekomponering av endringen i lønnskostnadsandelen

Om vi dekomponerer endringen i den justerte lønnskostnadsandelen fra år til år i Industri inn i bidrag fra endring i lønnskostnader og endring i driftsresultat ser vi at den store økningen i lønnskostnadsandelen fra 2008 til 2009 i Figur 3.8 i all hovedsak ble drevet av reduksjonen i driftsresultatet (som bidrar positivt til lønnskostnadsandelen).<sup>5</sup> Dette er illustrert i Figur 3.9.

**Figur 3.9 Dekomponering i endringer i lønnskostnader og driftsresultat, Industri**

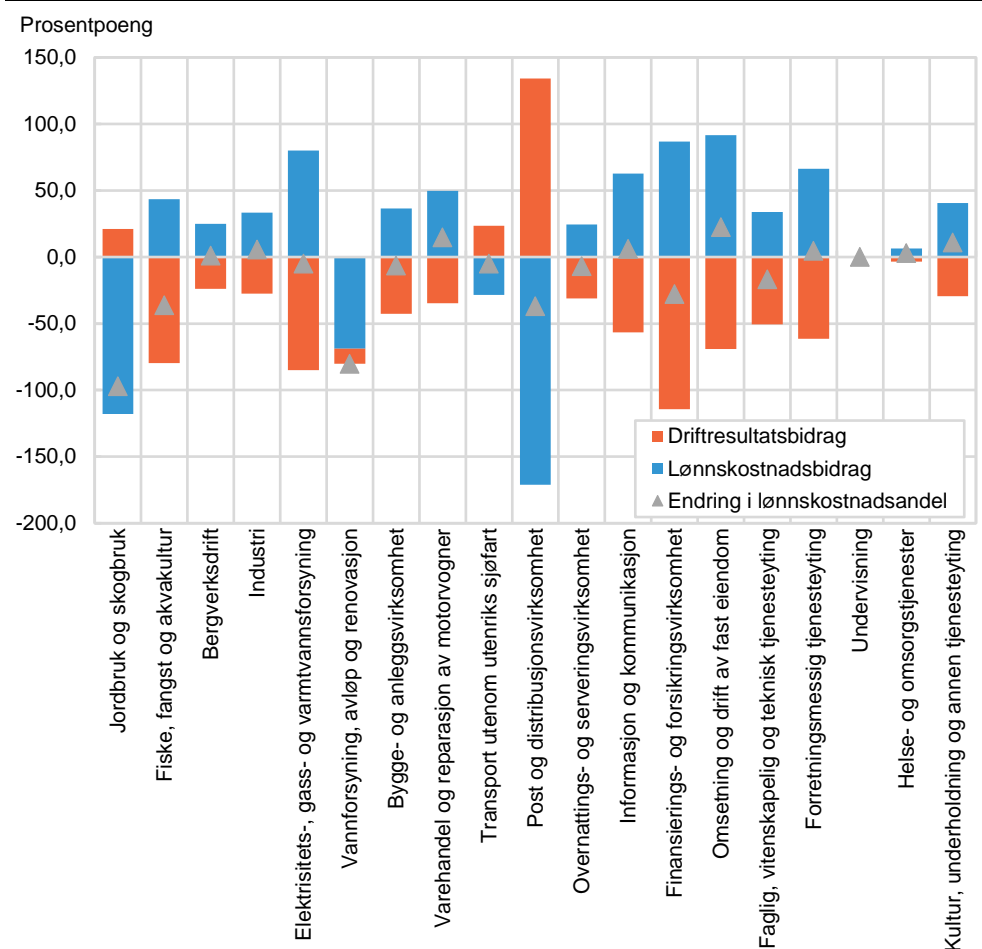


Kilde: Statistisk sentralbyrå, Tabell 09170, Tabell 09174.

Den samme dekomponeringsøvelsen kan gjøres for alle næringene over perioden 1970-2019 sett under ett, og er illustrert i Figur 3.10. Den totale økningen i den justerte lønnskostnadsandelen for Varehandel og reparasjon av motorvogn i perioden 1970-2019 var på 15 prosentpoeng, hvor økningen i lønnskostnader stod for om lag 50 prosentpoeng av økningen i den justerte lønnskostnadsandelen mens økningen i driftsresultat stod for en reduksjon i den justerte lønnskostnadsandelen på omtrent 35 prosentpoeng.

<sup>5</sup> Se Vedlegg C for tekniske detaljer om dekomponeringsmetoden.

**Figur 3.10 Dekomponering av i lønnskostnadsandelen i perioden 1970-2019 i endringer i lønnskostnader og driftsresultat, etter næring<sup>1</sup>**



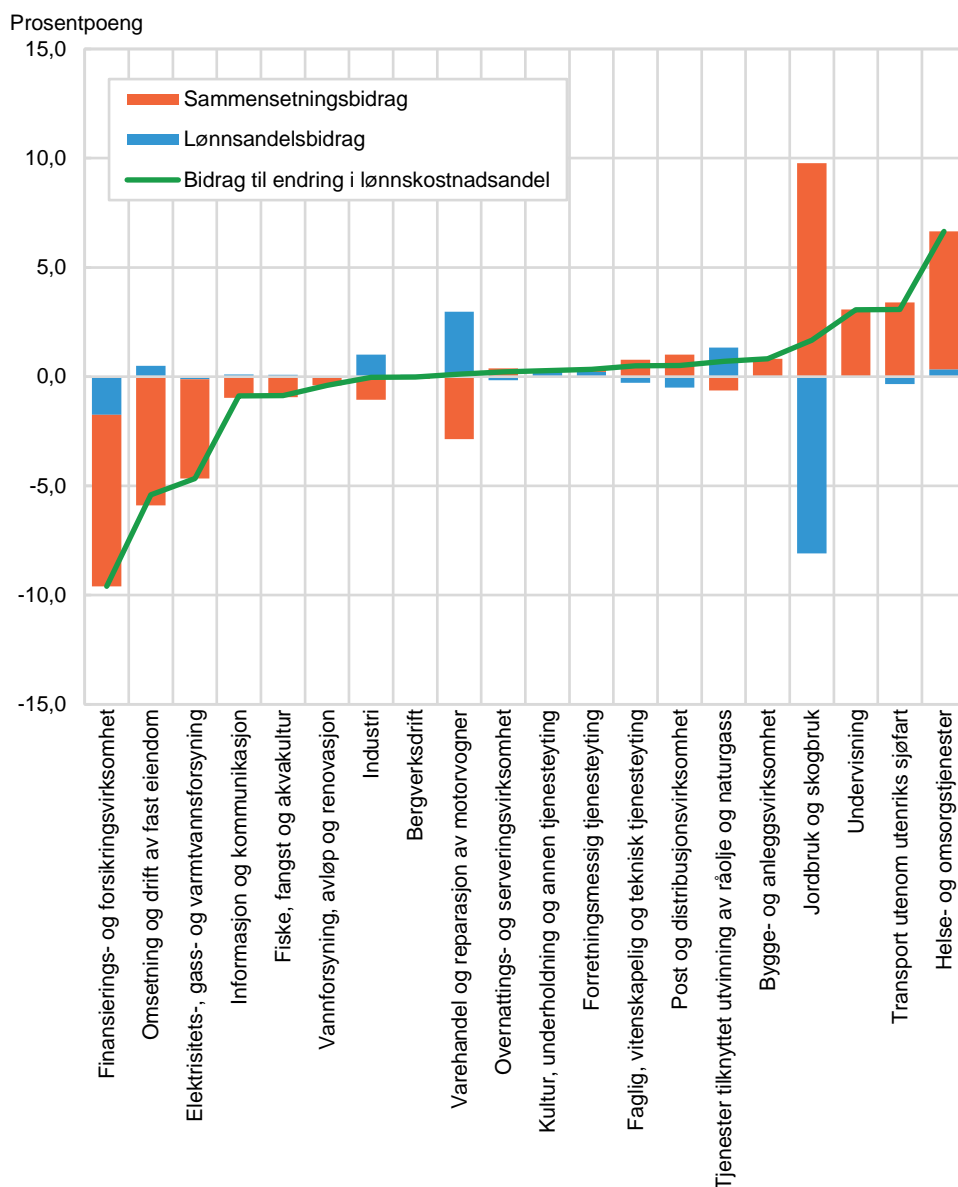
Kilde: Statistisk sentralbyrå, Tabell 09170, Tabell 09174.

<sup>1</sup>Næringen Tjenester tilknyttet utvinning av råolje og naturgass ikke er tatt med i denne oversikten, grunnet svært store endringer i lønnskostnadsandelen fra midten av 1980-tallet og fram til midten av 1990-tallet.

Selv om det er store endringer i de justerte lønnskostnadsandelene i de forskjellige næringshovedområdene (som illustrert i Figur 3.10) er det ikke slik at alle næringshovedområdene bidrar like mye til fallet i den aggregerte (justerte) lønnskostnadsandelen over tid vist i Figur 3.1, ettersom størrelsene på næringene varierer. For å kunne utlede hvor mye hvert næringshovedområde bidrar til endringen i den aggregerte lønnskostnadsandelen dekomponerer vi endringen i den aggregerte lønnskostnadsandelen fra 1970 til 2019 i to distinkte komponenter: (i) sammensetningseffekter, og (ii) lønnsandelsbidrag.<sup>6</sup> Sammensetningseffekter består av endringer i lønnskostnadsandelen som skyldes at det over tid er en stadig større andel av økonomisk aktivitet foregår i næringer med lav lønnskostnadsandel (altså en endring i sysselsettingsandelene), og som alt annet likt dermed reduserer den aggregerte lønnskostnadsandelen. Lønnsandelsbidrag består av endringer i den aggregerte lønnskostnadsandelen som skyldes endringer i lønnskostnadsandelen innad i de enkelte næringene, og ikke reallokeringen av økonomisk aktivitet mellom næringene. En økning i lønnsandelsbidraget kan dermed tolkes som at lønnsveksten i næringen overstiger veksten i faktorinntektsgrunnlaget. Sammensetningsbidraget og lønnsandelsbidraget for hver næring over hele perioden 1970-2019 er illustrert i Figur 3.11.

<sup>6</sup> Dekomponeringen er basert på metoden til Brasch mfl. (2017), se Vedlegg D for tekniske detaljer om dekomponeringsmetoden.

**Figur 3.11 Dekomponering av endring i lønnskostnadsandelen i perioden 1970-2019 etter næring, Næringsvirksomhet Fastlands-Norge**



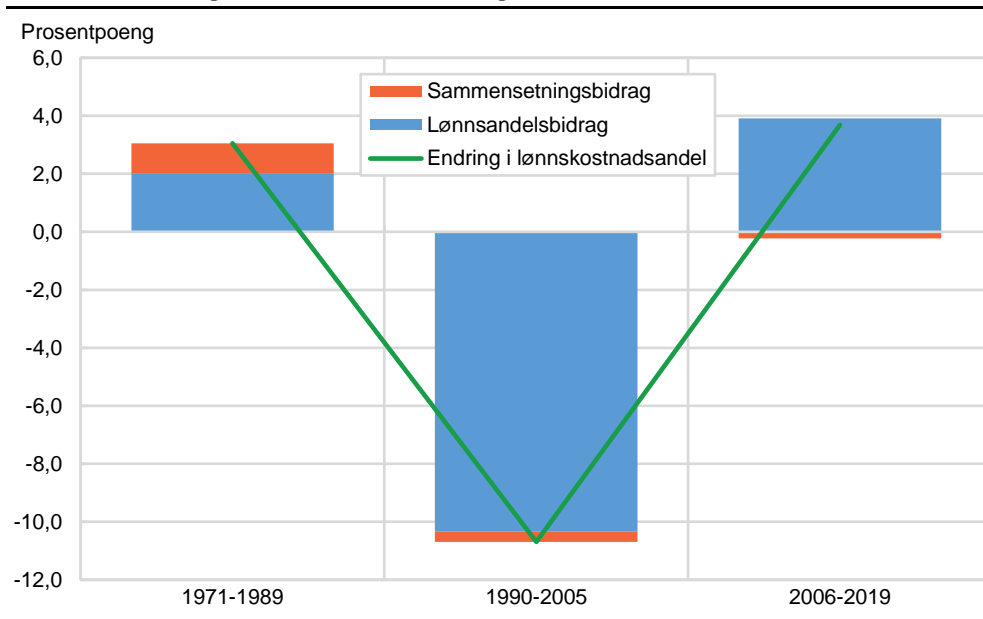
Kilde: Statistisk sentralbyrå, Tabell 09170, Tabell 09174.

Bidragene fra hver næring til endringen i den aggregerte lønnskostnadsandelen er stort sett drevet av at det har forekommet en omallokering av økonomisk aktivitet mellom næringer. Dette er vist ved de oransje stolpene i Figur 3.11. Det er dog stor variasjon på tvers av næringer. Finansiering- og forsikringsvirksomhet har over tid blitt en stadig større næring, og ettersom lønnskostnadsandelen i denne næringen er lavere enn gjennomsnittet bidrar denne endringen til å redusere den aggregerte lønnskostnadsandelen med 7,8 prosentpoeng. Som påpekt av Hagelund mfl. (2017) kan nedgangen knyttes til at dette er en av næringshovedområdene i Norge hvor kapital i størst grad har erstattet lønsmottakere i produksjonen. En større andel av økonomisk aktivitet i Varehandel og reparasjon av motorvogn bidrar også til å redusere den aggregerte lønnskostnadsandelen med 2,9 prosentpoeng, men veies opp ved at lønnskostandsandelen innad i næringen øker med 3 prosentpoeng.

Deler vi opp perioden 1970-2019 i tre underperioder med henholdsvis stabil lønnskostnadsandel (1971-1989), fallende lønnskostnadsandel (1990-2005) og stabil lønnskostnadsandel (2006-2019), ser vi i Figur 3.12 at store deler av fallet i lønnskostnadsandelen i perioden 1990-2005 (-10,9 prosentpoeng) skyldes

lønnsandelsbidrag (-10,3 prosentpoeng), altså av endringer i lønnskostnadsandelen innad i næringer. Det samme, men med motsatt fortegn og i mer moderat omfang, gjelder for den siste perioden 2006-2019.

**Figur 3.12 Dekomponering av endring i lønnskostnadsandelen i perioden 1970-2019, Næringsvirksomhet Fastlands-Norge**



Kilde: Statistisk sentralbyrå, Tabell 09170, Tabell 09174.

Basert på nasjonalregnskapstall kan vi derfor si at lønnskostnadsandelen for Fastlands-Norge uten Offentlig administrasjon og forsvar og Boligtjenester har falt fra ca. 90 prosent på 1970- og 1980-tallet, til å stabilisere seg på ca. 80 prosent på 2000-tallet, se Figur 3.1. Dette framkommer tydeligst i tallene om man justerer den aggregerte lønnskostnadsandelen for antall selvstendige. En forholdsvis stabil lønnskostnadsandel de siste 15 årene betyr at den funksjonelle inntektsfordelingen ikke har endret seg stort over denne perioden, som igjen begrenser hvor stor forklaringskraft en endret funksjonell inntektsfordeling kan ha for lavere etterspørsel i løpet av denne perioden.<sup>7</sup>

For Industri har både den justerte og ujusterte lønnskostnadsandelen vært forholdsvis stabile over hele perioden, men de varierer en god del over konjunkturforløpet. Likevel er det slik at omslagene i lønnskostnadsandelen over konjunkturforløpet i stor grad er drevet av endringer i driftsresultat, og ikke av endringer i lønnskostnader.

Reduksjonen i lønnskostnadsandelen i perioden 1970-2019 skyldes i all hovedsak endringer i lønnskostnadsandeler innad i næringer, som for eksempel Varehandel og reparasjon av motorvogn. En dekomponering av endringen i den aggregerte lønnskostnadsandelen i tre underperioder viser at mye av reduksjonen skyldes et fall i lønnsandelsbidrag i perioden 1990-2005.

### 3.2. Mikrobaserte analyser

Selv om de publiserte nasjonalregnskapstallene sier mye om utviklingen i lønnskostnadsandelen for ulike næringer over tid, kaster de ikke lys over hva som er den underliggende driveren. Som nevnt i introduksjonen kan det være flere forklaringer på hvorfor lønnskostnadsandelen endres. I dette avsnittet belyser vi hvorvidt endringene i næringers lønnskostnadsandel kommer fra endringer innad i foretak

<sup>7</sup> Mekanismen rundt hvordan en endret funksjonell inntektsfordeling kan påvirke etterspørsel i økonomien skisseres i avsnitt 5.2.

(«within-firm») eller mellom foretak («between-firm»). Som vi så i Figur 3.12 bestod størsteparten av endringene i den aggregerte lønnskostnadsandelen i periodene 1990-2005 og 2006-2019 av endringer i lønnsandelen innad i de ulike næringene (se Figur 3.12), så en slik dekomponering kan gi oss ytterligere innsikt i hva som driver endringene i lønnskostnadsandelen.

Dersom sammensetningseffekter innad i næringer («between-firm») driver endringer i lønnskostnadsandeler over tid, kan dette støtte opp under «superstar firms»-teorien. Sammensetningen av foretak er drivkraften bak den endrete konkurransesituasjonen under denne hypotesen, ved at noen foretak kaprer en stadig større del av markedet. Endringer i lønnskostnadsandelen på aggregert nivå som drives av endringer internt i de ulike foretakene («within-firm») kan derimot ha flere forskjellige årsaker, som for eksempel handel og vertikal spesialisering (gjennom redusert forhandlingskraft hos fagforeninger) eller kapitalfordypning i produksjonsprosessen som følge av teknologisk utvikling.

For å si noe om endringer i lønnskostnadsandeler innad i næringer og kartlegge betydningen av sammensetningseffekter benytter vi tall på foretaksnivå. Til dette formålet bruker vi Statistisk sentralbyrås regnskapsstatistikk for aksjeselskaper for perioden 1995-2018. Dette datagrunnlaget ligger også til grunn for de publiserte nasjonalregnskapstallene. Det omfatter årsregnskapene til alle regnskapspliktige foretak (aksjeselskap og allmenne aksjeselskap). Disse dataene gjør det mulig å utlede foretaksspesifikke lønnskostnadsandeler basert på foretakenes årsregnskapsposter. I motsetning til de aggregerte nasjonalregnskapstallene dekker datasettet ikke selvstendige næringsdrivende (enkelpersonsforetak).<sup>8</sup>

Vi utelukker følgende foretak-år-observasjoner for å sikre kvaliteten på analysene: (i) observasjoner med null i bruttoprodukt (definert som differansen mellom driftsinntekter og vareinnsats), og (ii) observasjoner uten næringskode. Vi utelater også finansielle foretak (herunder holdingselskaper) og næringene Offentlige administrasjon og forsvar, Lønnet arbeid i private husholdninger og Internasjonale organisasjoner og organer. Videre fokuserer vi på foretak i Fastlands-Norge (altså utelates næringene Utvinning av råolje og naturgass, Rørtransport og Utenriks sjøfart). Endelig utelater vi næringer med betydelig innslag av grunnrente: Jordbruk, skogbruk og fiske, Elektrisitets-, gass-, damp- og varmtvannsforsyning, og Omsetning og drift av fast eiendom.<sup>9</sup>

Som følge av disse utvalgsrestriksjonene reduseres antall foretak-år-observasjoner fra 4 147 143 til 2 903 848. I gjennomsnitt over perioden 1995 til 2018 inneholder vår endelige analysepopulasjon om lag 121 000 foretak hvert år. Disse foretakene sysselsetter (i gjennomsnitt) 1 122 918 personer per år.

Første kolonne i Tabell 3.1 viser gjennomsnittlig andel av sysselsatte (lønnstakere) i perioden 1995-2018 i vår analysepopulasjon, som andel av total sysselsetting (fra nasjonalregnskapet) etter næringshovedområde. Regnskapsstatistikken dekker en stor andel av sysselsettingen i tjenestenæringene (Varehandel og reparasjon av motorvogn, Overnattings- og serveringsvirksomhet, Informasjon og kommunikasjon, Forretningsmessig tjenesteyting), Bygge- og anleggsvirksomhet og Industri. Andelen er lavere i næringer hvor det er stort innslag av offentlig eierskap, som for eksempel Undervisning, Helse- og sosialtjenester og Vannforsyning, avløps- og renovasjonsvirksomhet.

<sup>8</sup> I likhet med nasjonalregnskapstallene er kun lønnskostnader, og ikke antall timer og lønnsinnsats, tilgjengelig i regnskapsdataene.

<sup>9</sup> Omsetning og drift av fast eiendom er en særegen næring hvor regnskapsføringen ikke stemmer overens med prinsippene for beregning av nasjonalregnskapsstørrelser (Evensen mfl., 2010).



Den andre kolonnen viser gjennomsnittlig antall foretak i analysepopulasjonen over den samme perioden etter næringshovedområde. Vi ser at Varehandel og reparasjon av motorvogn og Bygge- og anleggsvirksomhet er de to største næringene med henholdsvis 33 113 og 19 946 foretak i gjennomsnitt hvert år.

I den tredje kolonnen ser vi at de største næringshovedområdene, målt som gjennomsnittlig andel av totale driftsinntekter i perioden 1995-2018, er Varehandel og reparasjon av motorvogner (39,1 prosent) og Industri (20,4 prosent).

På siste linje i første og tredje kolonne ser vi at relativt til markedsrettet virksomhet i Fastlands-Norge står analysepopulasjonen for 78 prosent av alle sysselsatte lønnstakere i perioden 1995-2018, og for 81 prosent av verdien av total produksjon i samme periode.

**Tabell 3.1** Deskriptiv statistikk for analysepopulasjonen<sup>1</sup>

	Andel av total sysselsetting i næringen <sup>2</sup> (%)	Gjennomsnittlig antall foretak	Andel av totale driftsinntekter <sup>3</sup> (%)
Bergverksdrift og utvinning	69	694	3,7
Industri	85	10 306	20,4
Vannforsyning, avløps- og renovasjonsvirksomhet	51	524	0,5
Bygge- og anleggsvirksomhet	91	19 946	9,3
Varehandel, reparasjon av motorvogner	86	33 113	39,1
Transport og lagring	77	7 018	9,0
Overnattings- og serveringsvirksomhet	87	5 388	1,8
Informasjon og kommunikasjon	86	7 151	5,8
Faglig, vitenskapelig og teknisk tjenesteyting	86	19 152	4,8
Forretningsmessig tjenesteyting	90	6 819	3,2
Undervisning	4	1 544	0,2
Helse- og sosialtjenester	10	4 955	1,2
Kulturell virksomhet, underholdning og fritidsaktiviteter	43	2 186	0,6
Annen tjenesteyting	37	2 199	0,3
Samlet for markedsrettet virksomhet, Fastlands-Norge	78	-	81

<sup>1</sup>Analysepopulasjonen består av foretak i Fastlands-Norge fra regnskapsstatistikken 1995-2018. Finansielle foretak og foretak innen næringene Offentlige administrasjon og forsvar, Lønnet arbeid i private husholdninger, Internasjonale organisasjoner og organer, Jordbruk, skogbruk og fiske, Elektrisitets-, gass-, damp- og varmtvannsforsyning, og Omsetning og drift av fast eiendom utelates. Foretak-år-observasjoner med null i bruttoprodukt og/eller uten næringskode utelates også fra analysepopulasjonen.

<sup>2</sup>Antall sysselsatte i hvert næringsområde i analysepopulasjonen som andel av sysselsatte (lønnstakere) etter næringsområde fra nasjonalregnskapet. Siste linje viser sysselsetting i analysepopulasjonen som andel av sysselsatte (lønnstakere) i markedsrettet virksomhet, Fastlands-Norge fra nasjonalregnskapet.

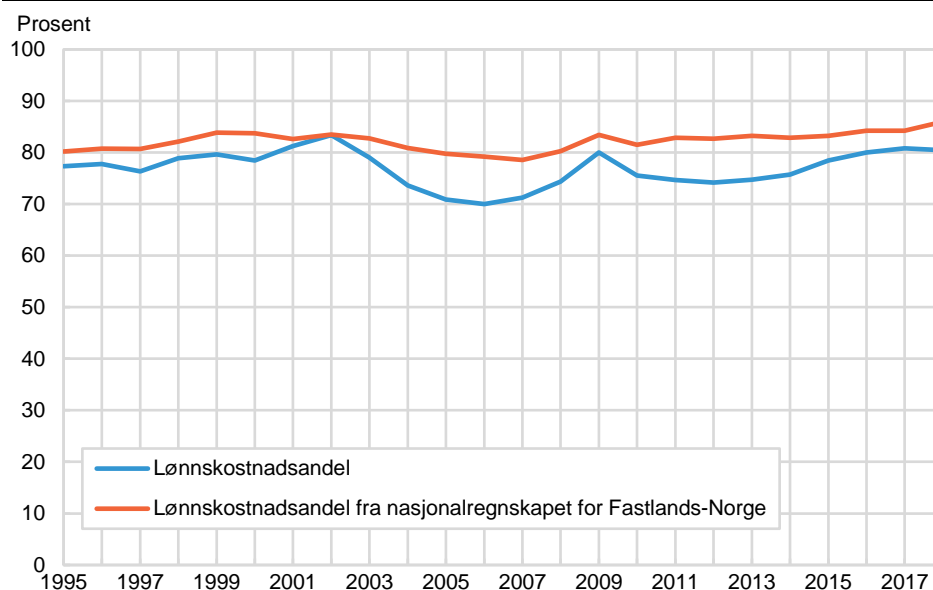
<sup>3</sup>Totale driftsinntekter i hvert næringsområde som andel av totale driftsinntekter i analysepopulasjonen. Siste linje viser totale driftsinntekter i analysepopulasjonen som andel av produksjon i basisverdi (med konsumprisindeksen (årgjennomsnitt) som deflator for verdien i løpende priser) i markedsrettet virksomhet, Fastlands-Norge fra nasjonalregnskapet.

Kilde: Statistisk sentralbyrå, Tabell 09174, Tabell 09170, Regnskapsstatistikken.

I Figur 3.13 sammenliknes den ujusterte lønnskostnadsandelen basert på data fra nasjonalregnskapet med lønnskostnadsandelen basert på data fra regnskapsstatistikken.<sup>10</sup> Lønnskostnadsandelen basert på tallene fra nasjonalregnskapet er gjennomgående høyere enn andelen basert på regnskapsstatistikken. Videre virker lønnskostnadsandelen fra regnskapsstatistikken å variere mer over konjunkturforløpet. Forskjellen kan skyldes at regnskapsstatistikken ikke inkluderer alle organisasjonsformer, og at aksjeselskap potensielt er mer eksportrettet og dermed mer konjunkturfølsomme enn «gjennomsnittsforetaket».

<sup>10</sup> Vi sammenligner lønnskostnadsandelen fra regnskapsstatistikken med den ujusterte lønnskostnadsandelen fra nasjonalregnskapet ettersom populasjonen i regnskapsstatistikken ikke dekker selvstendig næringsdrivende, og det dermed ikke er mulig å justere lønnskostnadsandelene for timeverk utført av selvstendige næringsdrivende.

**Figur 3.13 Lønnskostnadsandel for analysepopulasjonen og Fastlands-Norge<sup>1</sup>**



<sup>1</sup>For lønnskostnadsandelen for Fastlands-Norge fra nasjonalregnskapet utelates næringshovedområdene Offentlig administrasjon og forsvar, Jordbruk og skogbruk, Fiske, fangst og akvakultur, Elektrisitets-, gass- og varmtvannsforsyning, Omsetning og drift av fast eiendom, Finansierings- og forsikringsvirksomhet og Boligtjenester egen bolig. Lønnskostnadsandelen fra nasjonalregnskapet er justert.

Kilde: Statistisk sentralbyrå, Tabell 09170, Tabell 09174, Regnskapsstatistikken.

En annen måte å se hvor stor andel av verdiskapningen som tilfaller lønnstakere er å sammenlikne arbeidsproduktivitet med gjennomsnittlig årslønn. Sammenhengen følger direkte fra å omformulere lønnskostnadsandelsrelasjon i ligning (3.1):<sup>11</sup>

$$\begin{aligned}
 \text{Endring i lønnskostnadsandel} \\
 (3.3) \quad &= \text{Produsentreal lønnsvekst} \\
 &- \text{arbeidskraftsproduktivitetsvekst} \\
 &= \text{Konsumreal lønnsvekst} \\
 &- \text{arbeidskraftsproduktivitetsvekst} + \text{priskile}
 \end{aligned}$$

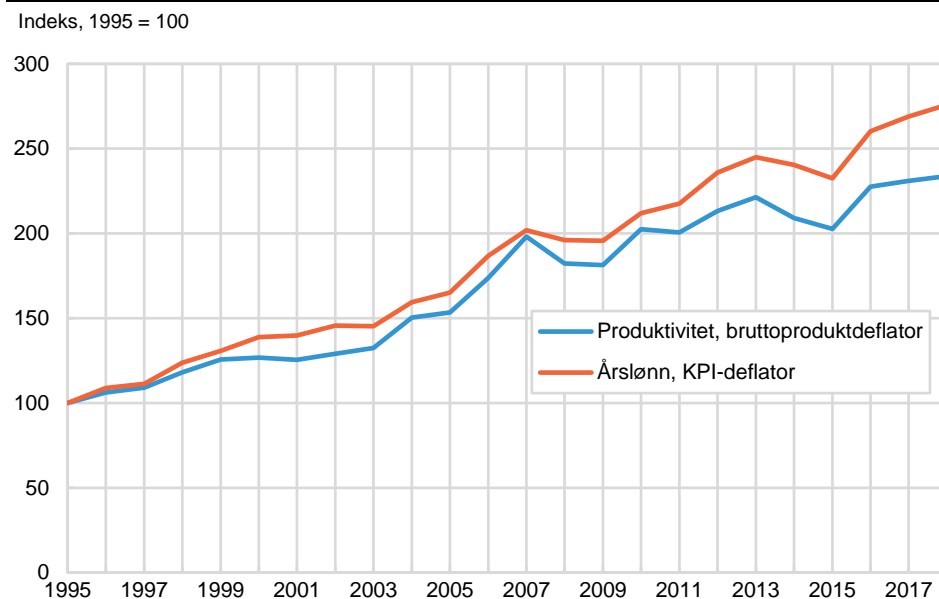
Om produktivitetsutviklingen følger produsentreal lønnsutviklingen vil dermed lønnskostnadsandelen være konstant. De aggregerte tidsseriene for produktivitet og årslønn (konsumreal årslønn) er illustrert i Figur 3.14. I regnskapsdataene definerer vi arbeidsproduktivitet ( $Y_t/L_t$ ) som totale driftsinntekter minus vareinnsats ( $Y_t$ ) i faste priser, dividert med antall ansatte. I stedet for produsentreal lønn ( $W_t/P_t$ ) tar vi utgangspunkt i konsumreal lønn ( $W_t/KPI_t$ ) ved å deflatere lønnen med konsumprisindeksen, der lønnen er definert som totale lønnskostnader delt på totalt antall ansatte. Det oppstår dermed en priskile ( $KPI_t/P_t$ ) i dekomponeringen av endringen i lønnskostnadsandelen som reflekterer forskjellen i prisutviklingen i produsent- og konsumpriser. Produsent- og konsumpriser kan utvikle seg ulikt over tid, for eksempel grunnet utviklingen i bytteforholdet overfor utlandet.

I Figur 3.14 er begge tidsserier indeksert til 100 i 1995, slik at vi kan sammenlikne utviklingen over tid. Produktiviteten og årslønnen følger hverandre ganske tett gjennom hele perioden, som gjenspeiler at økningen i arbeidsproduktivitet i denne perioden kom lønnstakerne til gode gjennom en like stor relativ (konsument)lønnsvekst. Derimot har produktreal lønnen har steget noe mindre enn arbeidsproduktiviteten, men utviklingen i priskilen fører til at konsumentreal lønnen øker

<sup>11</sup> Analytisk er denne sammenhengen gitt ved  $\Delta \ln(S_{L,t}) = \Delta \ln\left(\frac{W_t L_t}{P_t Y_t}\right) = \Delta \ln(W_t/KPI_t) - \Delta \ln(Y_t/L_t) + \Delta \ln(KPI_t/P_t)$ . Nominelt bruttoprodukt er deflatert med en næringsspesifikk (2-sifret) bruttoproduktdeflator (med 2005 som basisår) for å beregne  $Y_t$  (bruttoprodukt i faste priser), mens lønnskostnader er målt i 2005-priser, med konsumprisindeksen (årgjennomsnitt) som deflator.

mer enn produktiviteten. Samlet sett gjenspeiler dette den forholdsvis stabile lønnskostnadsandelen vi observerer i den samme perioden.<sup>12</sup>

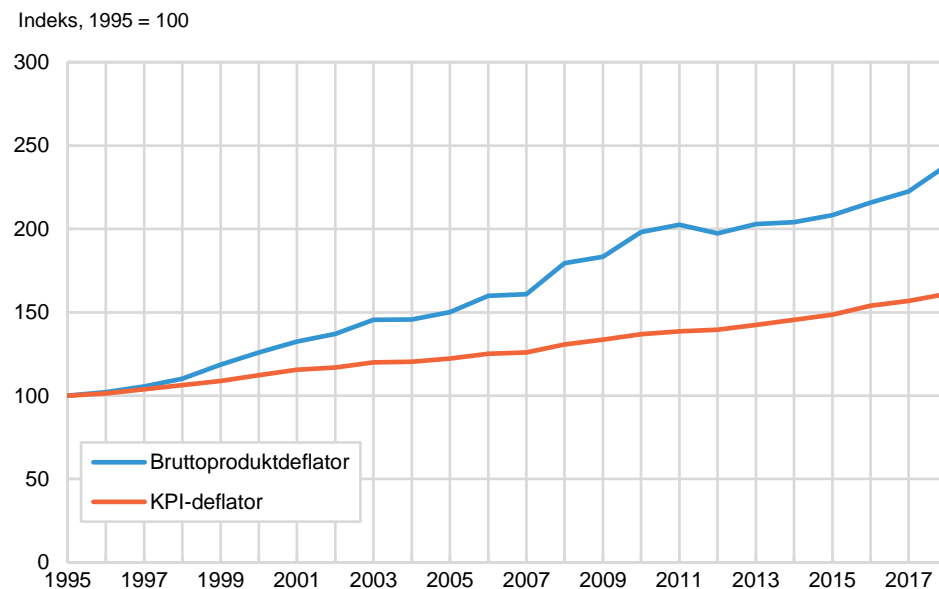
**Figur 3.14 Produktivitet og lønn**



Kilde: Statistisk sentralbyrå, Tabell 09170, Tabell 09174, Regnskapsstatistikken.

Utviklingen i henholdsvis bruttoproduktdeflatoren og konsumprisindeksen (indeksert til 100 i 1995) som brukes i Figur 3.14 er illustrert i Figur 3.15. Vi ser en nokså lik utvikling fram til 2007. Deretter divergerer bruttoproduktdeflatoren og konsumprisindeksen.<sup>13</sup>

**Figur 3.15 Priskile. Utvikling i bruttoproduktdeflator og KPI**



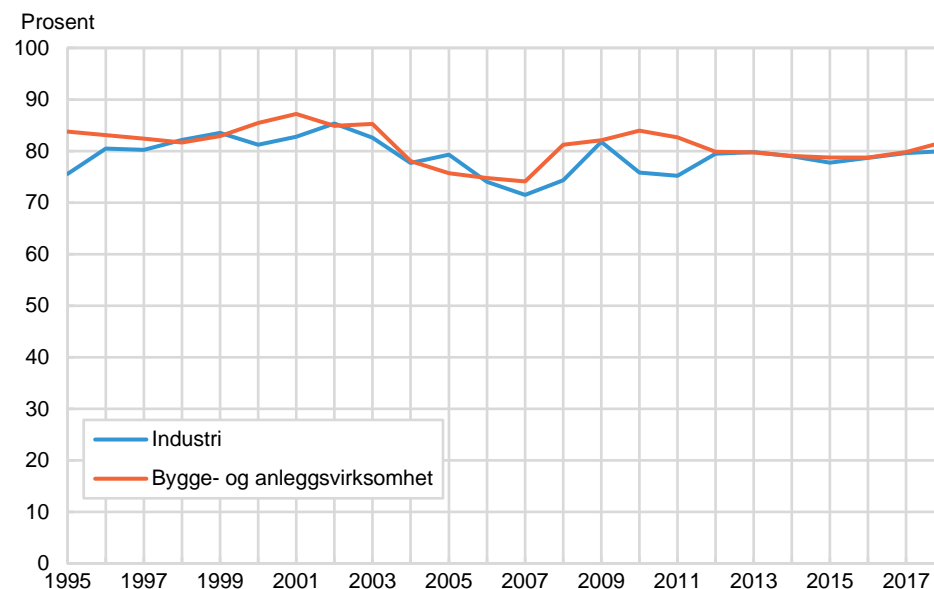
Kilde: Statistisk sentralbyrå, Tabell 08981, Regnskapsstatistikken

<sup>12</sup> Noe av avvikene mellom utviklingen i lønnskostnadsandelen (Figur 3.13) og forholdet mellom produktivitet og lønn (Figur 3.14) kan skyldes en noe upresis rapportering av antall ansatte i regnskapsdataene, hvor mange foretak enten rapporterer null ansatte eller ikke er registrert med antall ansatte.

<sup>13</sup> Mye av denne divergensen er antakeligvis drevet av billigere import (for eksempel som følge av Kinas optak i Verdens handelsorganisasjon sent i år 2000), som igjen modererer veksten i konsumprisindeksen.

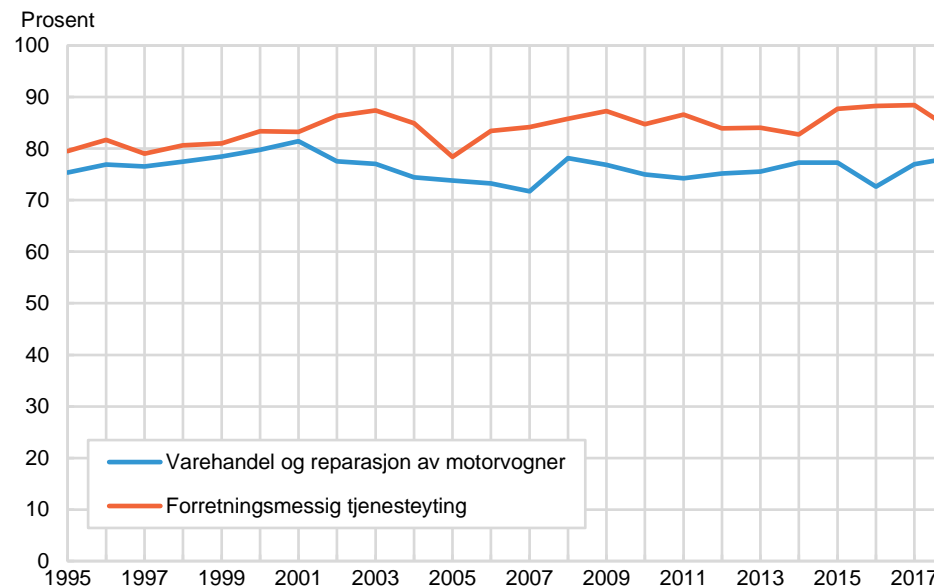
Dersom vi bryter ned lønnskostnadsandelen etter næringshovedområde kan vi se variasjonen på tvers av næringer. Figur 3.16 og Figur 3.17 viser lønnskostnadsandelen for fire utvalgte næringshovedområder: Industri, Bygge- og anleggsvirksomhet, Varehandel og reparasjon av motorvogn og Forretningsmessig tjenesteyting. Disse næringene står for om lag 60 prosent av total sysselsetting i foretakene i regnskapsstatistikken.<sup>14</sup>

**Figur 3.16 Lønnskostnadsandel, utvalgte næringshovedområder**



Kilde: Statistisk sentralbyrå, Regnskapsstatistikken.

**Figur 3.17 Lønnskostnadsandel, utvalgte næringshovedområder**



Kilde: Statistisk sentralbyrå, Regnskapsstatistikken.

Lønnskostnadsandelen i Industri varierer en god del over perioden, med et markant oppsving under finanskrisen som følge av at mange foretak hadde svært svake (til dels negative) driftsresultater i denne perioden. Forretningsmessig tjenesteyting, som blant annet inkluderer formidling av arbeidskraft, har en forholdsvis høy lønnskostnadsandel, som har holdt seg på et nivå over 85 prosent siden 2008. I

<sup>14</sup> Lønnskostnadsandelen for alle 14 næringshovedområder vises i Vedlegg E.

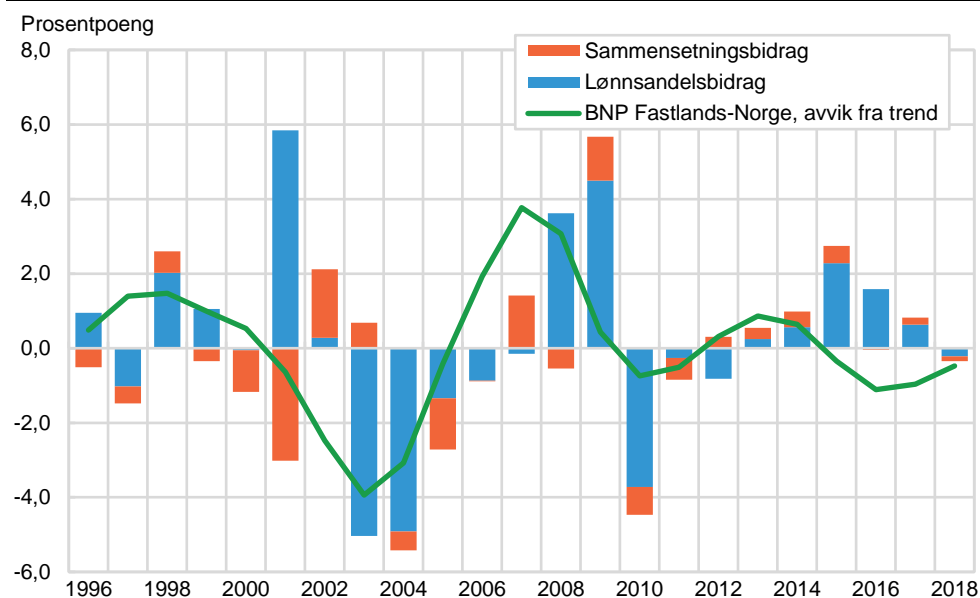
bygge- og anleggsvirksomhet falt lønnskostnadsandelen fra 85 prosent i 2003 til 74 prosent i 2007, men har deretter økt igjen og var på om lag 80 prosent i 2018.<sup>15</sup>

### 3.2.1 Dekomponering av endringen i lønnskostnadsandelen

Som nevnt i avsnitt 3.1 kan endringene i lønnskostnadsandelen på aggregert nivå vist i Figur 3.13 skyldes (i) endringer i lønnskostnadsandelen innad i næringer over tid, eller (ii) endring av næringenes relative størrelse («vekt») over tid. Dette omtalte vi tidligere som henholdsvis en «lønnsandel-effekt» og en «sammensetningseffekt», og i likhet med tidligere benytter vi oss av en «shift-share»-dekomponering for å identifisere bidragene fra lønnsandel-effekten og sammensetningseffekten.

Figur 3.18 viser år-til-år-endringen i den aggregerte lønnskostnadsandelen målt i prosentpoeng, hvor endringen er dekomponert i lønnsandelbidrag og sammensetningsbidrag. Linjen viser prosentavvik fra trendvekst i bruttonasjonalprodukt (BNP) Fastlands-Norge over den samme perioden. Store endringer i lønnskostnadsandelen sammenfaller med perioder hvor det er omslag i veksten i BNP Fastlands-Norge relativt til den estimerte trenden. For eksempel øker lønnskostnadsandelen med hele 5,7 prosentpoeng fra 2008 til 2009 – antakelig som følge av finanskrisen. Dekomponeringen viser at mye av de store endringene i lønnskostnadsandelen fra år-til-år er drevet av endringer i lønnskostnadsandelen innad i foretakene i de ulike næringene, som illustrert med lønnsandelsbidragene. For endringen fra 2008 til 2009 utgjorde for eksempel sammensetningsbidraget 1,2 prosentpoeng og lønnsandelsbidraget 4,5 prosentpoeng av den totale endringen i lønnskostnadsandelen på 5,7 prosentpoeng.

Figur 3.18 Endring i lønnskostnadsandel



Kilde: Statistisk sentralbyrå, Regnskapsstatistikken.

Figur 3.19 viser bidragene fra hver av næringshovedområdene til endringen i den aggregerte lønnskostnadsandelen over perioden 1995 til 2018.<sup>16-17</sup> Bergverksdrift og utvinning bidrar med -4,3 prosentpoeng, mens Industri bidrar positivt med 1,9

<sup>15</sup> Mye av fallet fra 2003 til 2007 skyldes nok EØS-utvidelsen fra 1. mai 2004 med tilhørende økt arbeidsinnvandring til Norge fra Polen og de baltiske landene.

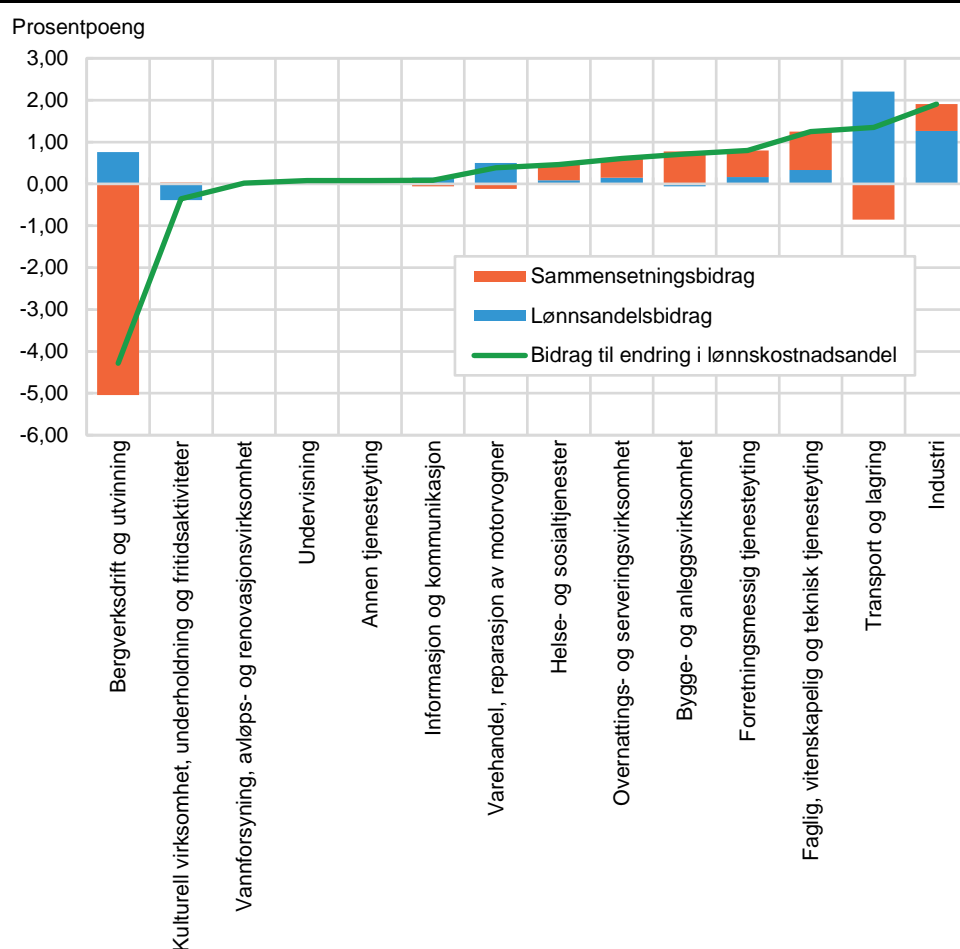
<sup>16</sup> Dekomponeringen er basert på metoden til Brasch mfl. (2017), se Vedlegg D for tekniske detaljer om dekomponeringsmetoden på næringsnivå.

<sup>17</sup> Summerer man opp bidragene fra alle næringer får vi 3,1 prosentpoeng, som er endringen i den aggregerte lønnskostnadsandelen fra 1995 til 2018.

prosentpoeng. Bidraget er også delt opp i lønnsandelsbidraget og sammensetningsbidraget. Her ser vi at lønnsandelsbidragene generelt betyr nokså mye for endringen i den aggregerte lønnskostnadsandelen over perioden, noe vi også så i Figur 3.18.

Unntaket er for næringen Bergverksdrift og utvinning, hvor sammensetningsbidraget over perioden 1995-2018 er negativt (-5,0 prosentpoeng), mens lønnsandelsbidraget er positivt (0,8 prosentpoeng).<sup>18</sup> Samlet har næringen bidratt negativt til endringen i lønnskostnadsandelen i Fastlands-Norge med -4,2 prosentpoeng. Dette er drevet av økt aktivitet i en næring som har en lønnskostnadsandel under gjennomsnittet, og utviklingen kommer til tross for at lønnskostnadsandelen innad i denne næringen har vært økende. Her dominerer altså den negative reallokeringseffekten den positive lønnsandelseffekten, slik at nettoeffekten er negativ for lønnskostnadsandelen.

**Figur 3.19 Bidrag til endring i lønnskostnadsandel, 1995-2018**

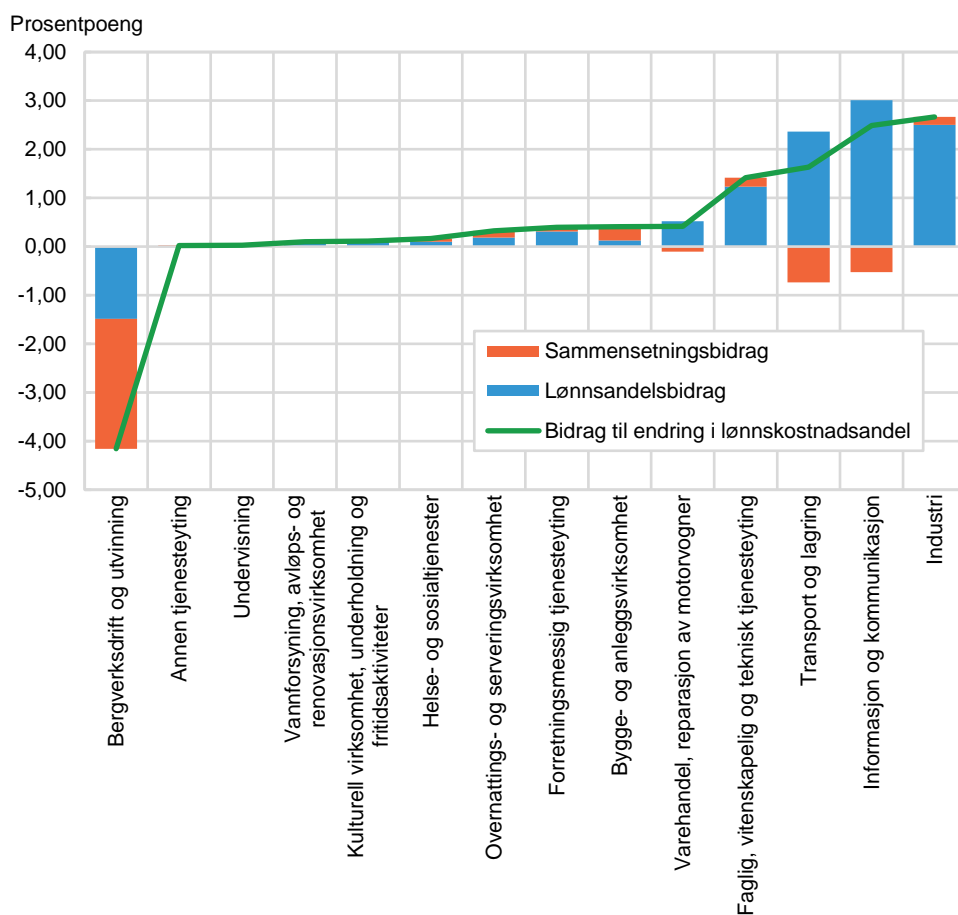


Kilde: Statistisk sentralbyrå, Regnskapsstatistikken.

Om vi ser på deler av perioden 1995-2018 (1995-2002, 2003-2010 og 2011-2018) finner vi også et liknende mønster, som illustrert i henholdsvis Figur 3.20, Figur 3.21 og Figur 3.22. De positive bidragene er i all hovedsak fra tjenesteytende næringer, mens Bergverksdrift og utvinning bidrar negativt i alle delperioder. I perioden 2003-2010 var de positive bidragene til den aggregerte lønnskostnadsandelen drevet av sammensetningseffekter (altså en reallokering av økonomisk aktivitet til næringer med lønnskostnadsandel over gjennomsnittet), mens det for de øvrige periodene har vært drevet av lønnsandelseffekter (endringer i lønnskostnadsandelen innad i næringer).

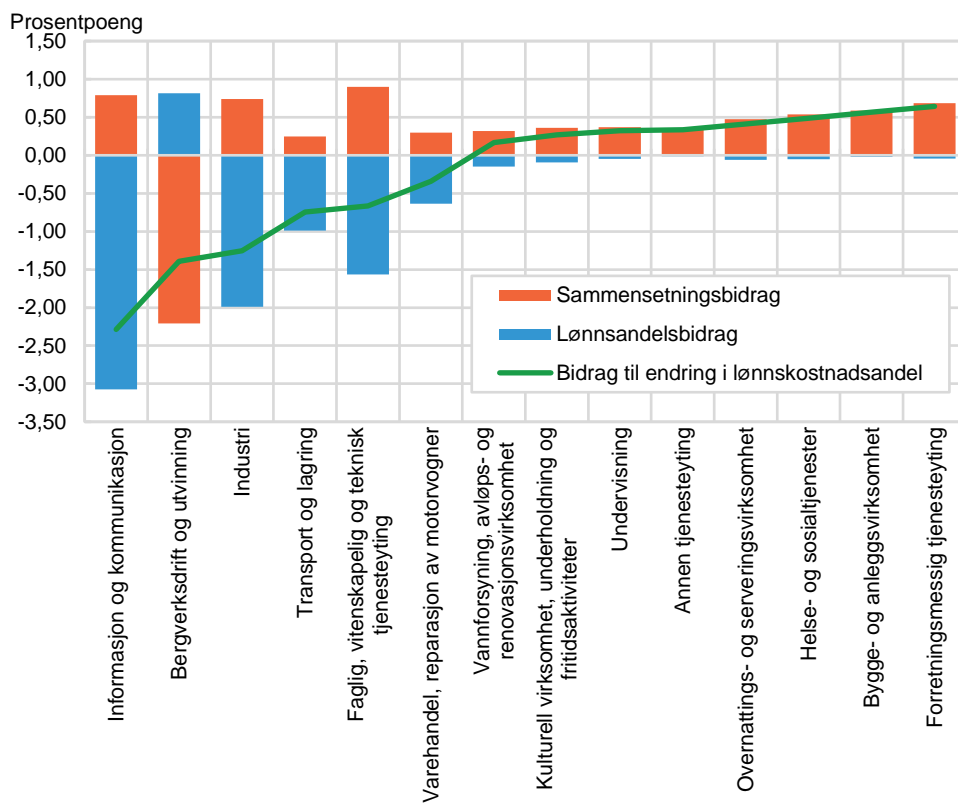
<sup>18</sup> Merk at vi har utelatt Utvinning av råolje og naturgass fra denne næringen.

**Figur 3.20 Bidrag til endring i lønnskostnadsandel, 1995-2002**



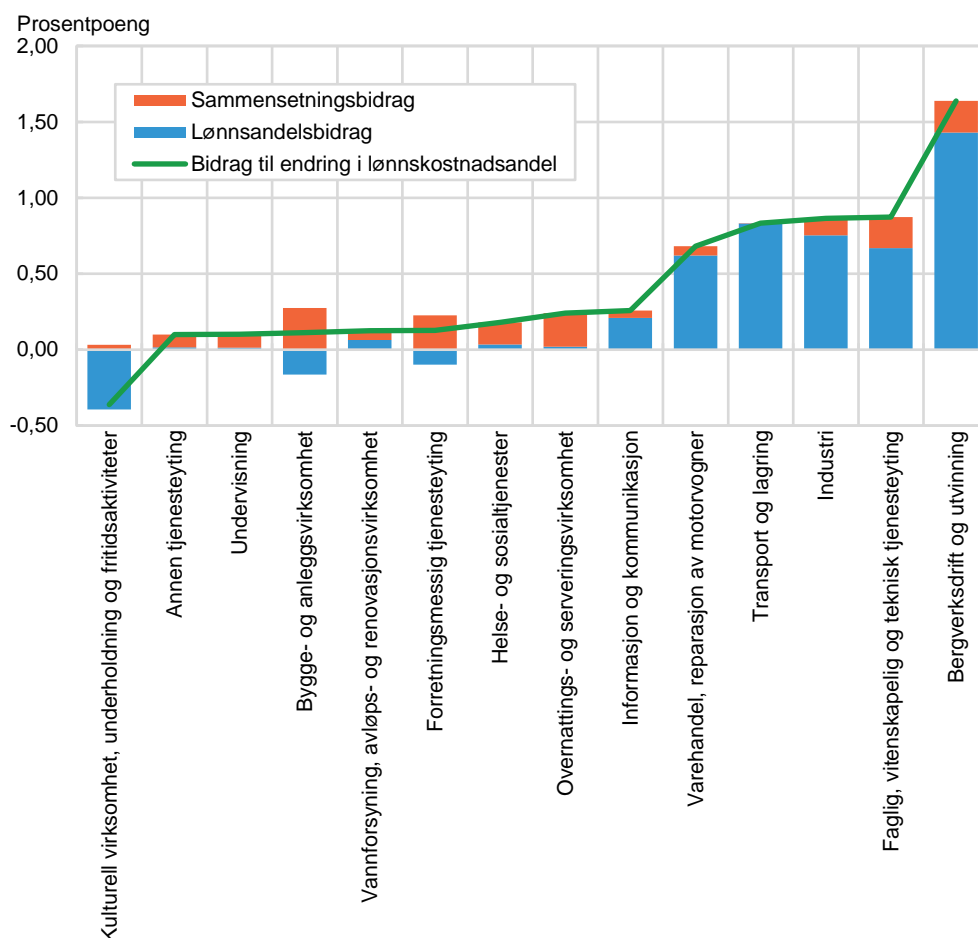
Kilde: Statistisk sentralbyrå, Regnskapsstatistikken.

**Figur 3.21 Bidrag til endring i lønnskostnadsandel, 2003-2010**



Kilde: Statistisk sentralbyrå, Regnskapsstatistikken.

Figur 3.22 Bidrag til endring i lønnskostnadsandel, 2011-2018



Kilde: Statistisk sentralbyrå, Regnskapsstatistikken.

Så langt har vi sett at mye av endringen i lønnskostnadsandelen i perioden 1995-2018 (og i underperioder) skyldes endringer i lønnskostnadsandeler innad i næringer, og ikke så mye av reallokering av aktivitet mellom næringer. Det er dermed verdt å undersøke hvorvidt endringen i lønnskostnadsandelen innad i hver næring er drevet av sammensetningseffekter innad i næringen («between-firm»), eller om det er endringer i lønnskostnadsandelen internt i de ulike foretakene i næringen («within-firm»). For å gjøre dette bruker vi samme tilnærming som over.<sup>19</sup>

Ser vi på endringer i lønnskostnadsandelen i Industri, Varehandel og reparasjon av motorvogn og Transport og lagring i perioden 1995-2018, finner vi at det i all hovedsak er «between-firm»-endringer som driver endringene i lønnskostnadsandelen i Industri og Varehandel og reparasjon av motorvogn over tid, mens det for Transport og lagring er perioder hvor «within-firm»-endringer som endringene i lønnskostnadsandelen på næringsnivå. Dette er illustrert i Figur 3.23.<sup>20-21</sup>

Reduksjonen i lønnskostnadsandelen fra 2003 til 2010 i Industri var på 9,5 prosentpoeng, hvor «within-firm»-endringer stod for 7,5 prosentpoeng og «between-firm»-endringer stod for -17,1 prosentpoeng. Ettersom

<sup>19</sup> En alternativ tilnærming til dekomponeringen av endringer i lønnskostnadsandelen i «between-firm»-endringer og «within-firm»-endringer i næringen (Olley-Pakes-dekomponering) vises i Vedlegg F. Se Vedlegg D for tekniske detaljer om dekomponeringsmetoden på foretaksnivå.

<sup>20</sup> Merk at dekomponeringen ikke tar høyde for «entry» og «exit» av foretak i regnskapsstatistikken, hvor lønnskostnadsandelen potensielt kan være ikke-representativ.

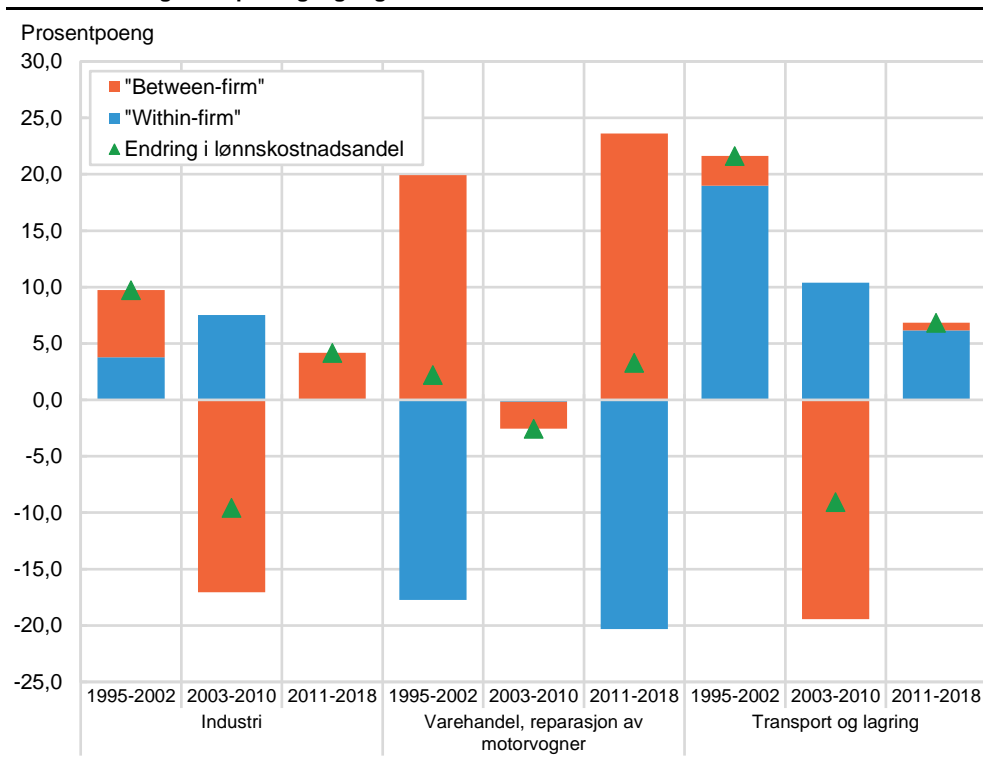
<sup>21</sup> Se Vedlegg G for dekomponering for alle 14 næringshovedområder, år-for-år.



reallokerings-effekten («between-firm») dominerer over gjennomsnittseffekten («within-firm») i denne perioden, kunne dette peke i retning av at «superstar firms»-teorien til Autor mfl. (2019) gjorde seg gjeldende. «Superstar firms»-teorien impliserer som tidligere nevnt at markedsmakten i en næring øker som følge av forbedringer i teknologi og immateriell kapital som kommer de mest produktive foretakene til nytte.

For Transport og lagring ser vi derimot det motsatte i perioden 2011-2018, hvor gjennomsnittseffekten (på 6,2 prosentpoeng) dominerer reallokerings-effekten (på 0,7 prosentpoeng). Her kan altså flere teorier (herunder endret forhandlingskraft hos fagforeninger og/eller endringer i produksjonsprosessen) bidra til å forklare hvordan foretaksinterne endringer har drevet opp lønnskostnadsandelen i Transport og lagring.

**Figur 3.23 Endring i lønnskostnadsandel, Industri, Varehandel og reparasjon av motorvogn og Transport og lagring**



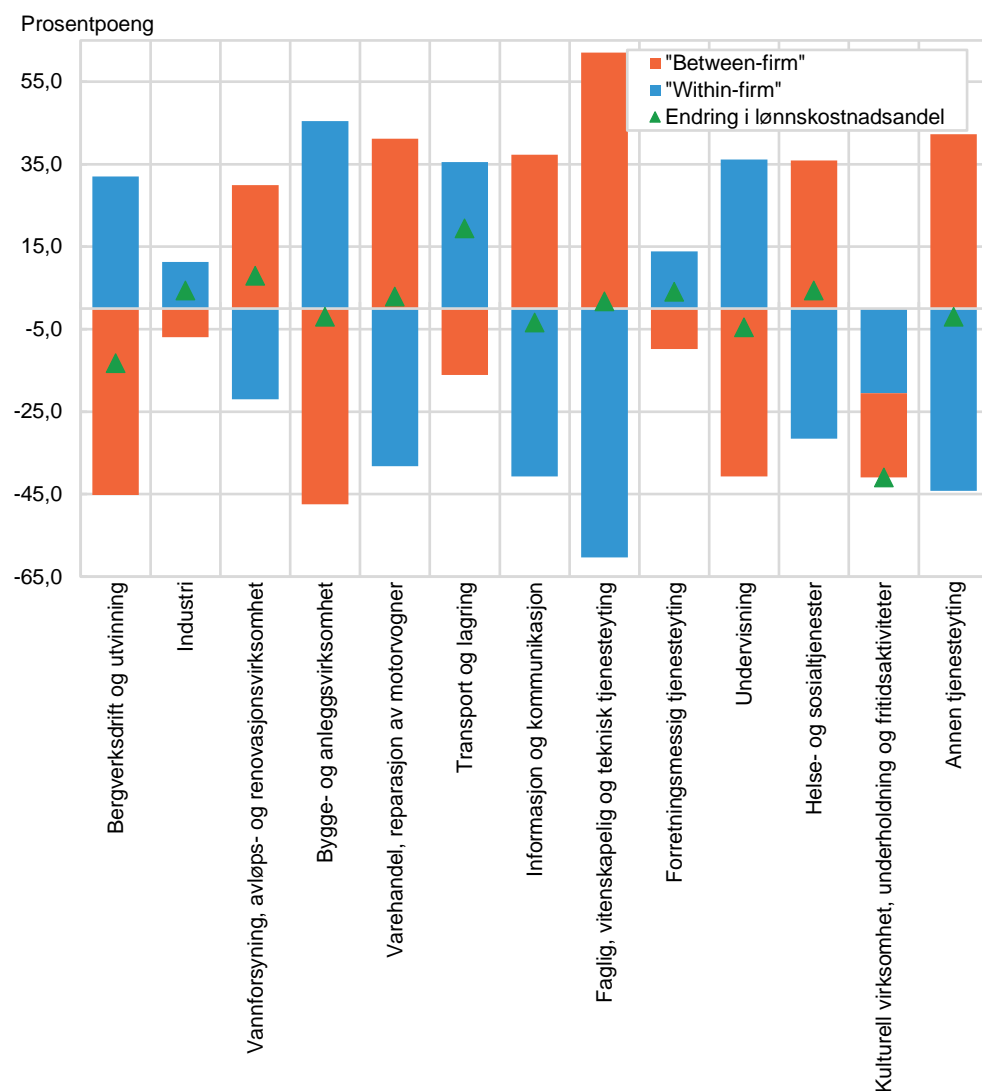
Kilde: Statistisk sentralbyrå, Regnskapsstatistikken.

Dersom vi ser på hele perioden 1995-2018 under ett for alle næringshovedområder i Figur 3.24 er det imidlertid ingen store endringer i lønnskostnadsandelen i Industri. Ettersom «superstar firms»-teorien tilsynelatende ikke har preget utviklingen i Industri i denne perioden sett under ett (da gjennomsnittseffekten er større enn reallokerings-effekten), vil man derfor forvente å finne spor av stabil markeds-konsentrasjon i Industri.

For andre næringer, som for eksempel Transport og lagring og Informasjon og kommunikasjon, er derimot gjennomsnittseffekten («within-firm») større enn reallokerings-effekten («between-firm») i perioden 1995-2018, med henholdsvis 36 prosentpoeng og -41 prosentpoeng. For Transport og Lagring betyr dette at lønnskostnadsandelen har økt med 35 prosentpoeng innad i foretakene i næringen, men hvor en reallokering av aktivitet til foretak med under-gjennomsnittet lønnskostnadsandel har dempet denne effekten med -16 prosentpoeng slik at netto endring i lønnskostnadsandelen fra 1995 til 2018 blir 19 prosentpoeng. For Informasjon og kommunikasjon gjelder det motsatte, hvor en reduksjon innad i

foretakenes lønnskostnadsandel ikke fullstendig veies opp av reallokeringen av aktivitet til foretak med over-gjennomsnittet lønnskostnadsandel. I begge disse næringene vil vi derfor, under «superstar firms»-teorien, forvente en endring i markedskonsentrasjonen. Dette er temaet for neste avsnitt.

**Figur 3.24 Endring i lønnskostnadsandel, alle næringshovedområder**



<sup>1</sup> Merk at Overnattings- og serveringsvirksomhet ikke inngår i figuren som følge av summen av «within-firm»- og «between-firm»-komponenter overstiger 300 prosentpoeng. Se Vedlegg G for år-for-år endringer i «within-firm»- og «between-firm»-komponenter for denne næringen.  
Kilde: Statistisk sentralbyrå, Regnskapsstatistikken.

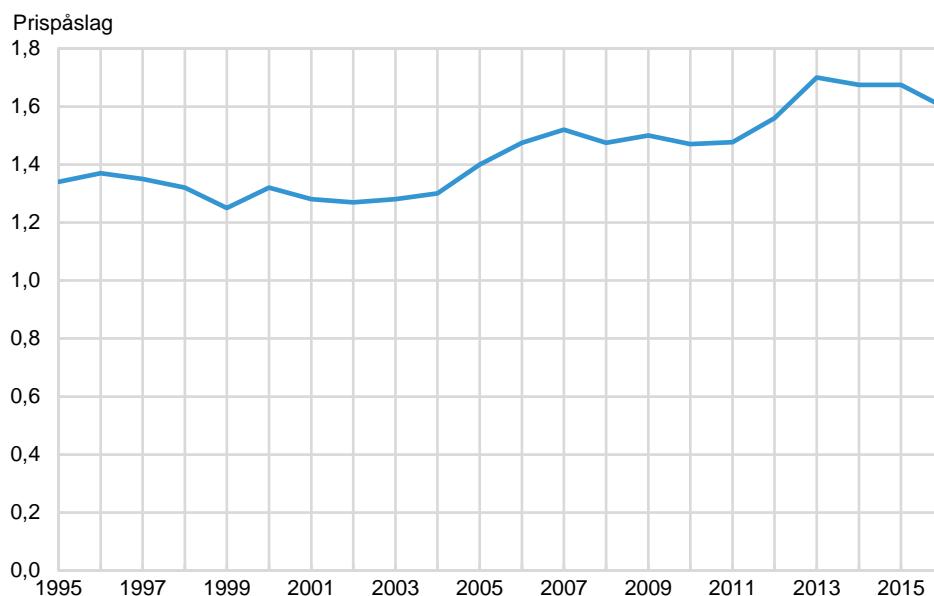
### 3.3. Prispåslag

Jo mindre konkurranse det er i produktmarkedene, jo høyere vil prispåslaget (eller «mark-up») over grensekostnadene være. Som understreket av Autor mfl. (2019), De Loecker og Eeckhout (2019) og Layard mfl (2005, s. 103) kan høyere prispåslag (monopol tendenser) også gi seg utslag i lavere lønnskostnadsandel, noe vi så var tilfelle for noen av næringshovedområdene i visse perioder i forrige avsnitt. Selv om det finnes andre potensielle forklaringer på endringene i lønnskostnadsandeler i forrige avsnitt som vil være mer relevante i en norsk kontekst, er en analyse av konkurransesituasjonen i Norge av interesse i seg selv.<sup>22</sup>

<sup>22</sup> Eksempler på andre potensielle forklaringer for lavere lønnskostnadsandel er deregulering av arbeidsmarkeder, svekkede fagbevegelser og holdningsendringer (se Bjørnstad mfl. 2017).

De Loecker og Eeckhout (2019) tar for seg utviklingen i markedsrettet pris i flere land over tid ved å estimere foretakenes prispåslag.<sup>23</sup> For Norge viser de en markant økning i det gjennomsnittlige prispåslaget over tid, fra om lag 34 prosent (1,34) i 1995 til om lag 60 prosent (1,60) i 2016. Figur 3.25 viser denne utviklingen i prispåslaget.<sup>24</sup> Butenschøn (2019) finner også en liknende utvikling i prispåslag i Norge over tid ved å bruke samme datagrunnlag.

**Figur 3.25 Prispåslag. De Loecker og Eeckhout (2019)**



Kilde: De Loecker og Eeckhout (2019)

Det er verdt å merke seg at De Loecker og Eeckhout (2019) bruker et annet datagrunnlag (årsregnskap fra Worldscope/Thomson Reuters) enn det vi gjør (regnskapsstatistikk fra Statistisk sentralbyrå) når de beregner det aggregerte prispåslaget i Norge. Noen av næringene vi valgte å utelate fra vår analyse av lønnskostnadsandelen er preget av utvikling i produktpriser som ikke nødvendigvis gjenspeiles av tilsvarende økte grensekostnader som følge av at det foreligger grunnrente (for eksempel Utvinning av råolje og naturgass og Omsetning og drift av fast eiendom), mens det i andre næringer vil være slik at priser og grensekostnader ikke nødvendigvis reflekterer knapphet og reelle produksjonskostnader (for eksempel Jordbruk, skogbruk og fiske og Elektrisitets-, gass-, damp- og varmtvannsforsyning) grunnet innslag av offentlige subsidier og/eller store naturmessige variasjoner. I næringen Jordbruk, skogbruk og fiske vil for eksempel naturmessige variasjoner gjøre at grensekostnader ved produksjon endres selv om man står overfor en internasjonalt gitt pris. Dette gjør at en endring i prispåslaget i disse næringene ikke nødvendigvis reflekterer en endring i konkurransesituasjonen (som kan endres for eksempel på grunn av sterkere internasjonal konkurranse), som er fokuset i dette avsnittet.<sup>25</sup>

Det er altså gode grunner til å etterprøve de kvalitative konklusjonene fra De Loecker og Eeckhout (2019) på vår analysepopulasjon. I tillegg til å kunne sammenligne hvordan utviklingen i prispåslaget påvirkes av å ikke ta med disse næringene, vil vår analysepopulasjon omfatte flere foretak enn hva De Loecker og

<sup>23</sup> De Loecker og Eeckhout (2019) måler prispåslag på foretaksnivå som produktet mellom næringsspesifikk skalaelastisitet og forholdet mellom salgsinntekter og variable kostnader.

<sup>24</sup> Takk til Jan De Loecker for aggregert årlig prispåslagsdata for Norge fra deres artikkel.

<sup>25</sup> I datagrunnlaget fra Worldscope/Thomson Reuters inngår blant annet olje- og gassutvinning (0001), skogsbruk og papirproduksjon (1730), jordbruk, fiske og plantaser (3573), elektrisitets-, gass-, og vannforsyning (7500), forsikringsvirksomhet (8500), eiendomsinvestering og drift (8600) og finanstjenester (8700).

Eeckhout (2019) dekker. For å kunne utlede prispåslaget på foretaksnivå basert på våre data, la oss først anta at produksjonen ( $Y$ ) til et foretak  $j$  i år  $t$  kan beskrives ved en Cobb-Douglas-produktfunksjon med tre innsatsfaktorer, kapital ( $K$ ), arbeidskraft ( $L$ ) og produktinnsats ( $M$ ):

$$(3.4) \quad Y_{jt} = L_{jt}^{\alpha} K_{jt}^{\beta} M_{jt}^{1-\alpha-\beta}$$

Som påpekt av de Loecker mfl. (2019) og Raval (2019) kan prispåslaget ( $\mu_{jt}$ ) under en antakelse om konstant skalautbytte og at foretak minimerer kostnader ved produksjon skrives som følger:

$$(3.5) \quad \mu_{jt} = \alpha \left( \frac{DI_{jt}}{W_{jt}L_{jt}} \right)$$

Prispåslaget for foretak  $j$  i år  $t$  er altså lik produktet av elastisiteten til produksjon med hensyn på den variable innsatsfaktoren arbeidskraft ( $\alpha$ ) og forholdet mellom driftsinntekter ( $DI_{jt}$ ) og lønnskostnader ( $W_{jt}L_{jt}$ ).<sup>26</sup> Utbetalt andel av driftsinntekter til innsatsfaktorene ( $s_{Ljt}$ ,  $s_{Kjt}$  og  $s_{Mjt}$ ) og renprofitt ( $s_{Pjt}$ ) er som følger:

$$(3.6) \quad \begin{aligned} s_{Ljt} &= \frac{W_{jt}L_{jt}}{P_{jt}Y_{jt}} = \frac{\alpha}{\mu_{jt}} \\ s_{Kjt} &= \frac{R_{jt}K_{jt}}{P_{jt}Y_{jt}} = \frac{\beta}{\mu_{jt}} \\ s_{Mjt} &= \frac{Q_{jt}M_{jt}}{P_{jt}Y_{jt}} = \frac{1-\alpha-\beta}{\mu_{jt}} \\ s_{Pjt} &= 1 - s_{Ljt} - s_{Kjt} - s_{Mjt} \end{aligned}$$

Merk at driftsinntekter her er definert som summen av alle inntekter knyttet til produksjon, og er ikke lik bruttoproduktinntekt med mindre all inntekt tilfaller enten kapital, arbeidskraft eller produktinnsats. I dette tilfellet er prispåslaget lik 1, altså at det ikke foreligger noen renprofitt fra produksjon etter at alle innsatsfaktorene i produksjonen har fått sin markedsmessige avlønning. I denne situasjonen vil det si at foretaket «går i null».

Ettersom produktfunksjonen er antatt å være Cobb-Douglas med konstant skalautbytte kan ligning (3.6) forenkles til (se Autor mfl. 2019):

$$(3.7) \quad \mu_{jt} = \frac{\alpha}{s_{Ljt}}$$

Det er altså en én-til-én-sammenheng mellom prispåslag og lønnskostnadsandelen i tilfellet med kostnadsminimering, konstant skalautbytte og Cobb-Douglas-produksjonsteknologi. Denne tilnærmingen omtales i den økonomiske faglitteraturen som «regnskapsmetoden», hvor vi ikke pålegger noen antakelser om markedets konkurranseform.<sup>27</sup>

For å kunne aggregere de foretaksspesifikke prispåslagene til 2-sifret næringsnivå (som vi inntil videre tenker på som et veldefinert produktmarked), veker vi prispåslagene med foretakenes andel av totale driftsinntekter.<sup>28</sup>

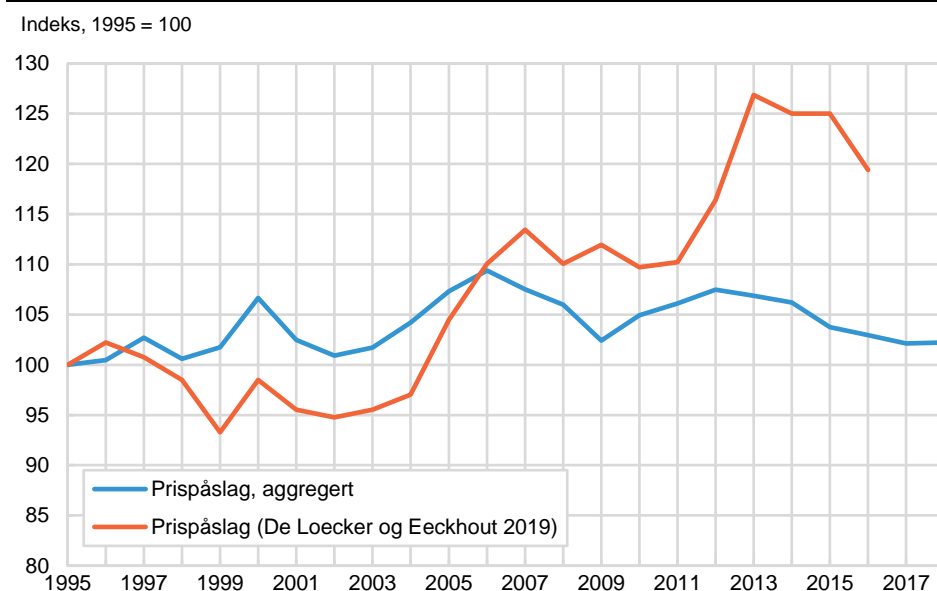
<sup>26</sup> Her antas det at foretak kan justere sysselsetting fra en periode til den neste, mens det å justere kapitalbeholdningen medfører justeringskostnader og friksjoner.

<sup>27</sup> Ved beregning av prispåslag setter vi verdier under 2. persentil for prispåslag (spesifikk for hvert 2-sifret næringsnivå hvert år) til verdien for 2. persentil (og tilsvarende for 98. persentil) for å unngå at gjennomsnittlig prispåslag drives av ekstremverdier.

<sup>28</sup> Se Vedlegg H for detaljer om aggregering av prispåslaget på foretaksnivå til 2-sifret næringsnivå og næringshovedområde.

Figur 3.26 viser det aggregerte prispåslaget i økonomien over perioden 1995 til 2018, indeksert til 100 i 1995.<sup>29</sup> Prispåslaget har økt noe over tid, med 10 prosent økning fra 1995 til 2006, og faller deretter noe tilbake slik at prispåslaget i 2018 kun er 2 prosent høyere enn det var i 1995. For å kunne sammenlikne har vi også vist utviklingen i prispåslaget rapportert i De Loecker og Eeckhout (2019) (Figur 3.25), her indeksert til 100 i 1995. Merk at vårt estimerte prispåslag har et betydelig mer stabilt forløp enn estimatet til De Loecker og Eeckhout (2019), særlig etter 2011. Noe av dette kan nok skyldes at vi ekskluderer det vi omtaler som «grunnrentenæringer» fra analysepopulasjonen, som begrunnet tidligere.

**Figur 3.26 Prispåslag for analysepopulasjon og De Loecker og Eeckhout (2019)<sup>1</sup>**



<sup>1</sup>Begge tidsserier er indeksert til 100 i 1995. Analysepopulasjonen består av foretak i Næringsvirksomhet Fastlands-Norge, se Tabell 3.1 for detaljer. Merk at perioden til De Loecker og Eeckhout (2019) kun går fram til 2016. Kilde: Statistisk sentralbyrå, Regnskapsstatistikken; De Loecker og Eeckhout (2019).

Om vi derimot tar med disse næringene i analysen, og tar med næringer som ikke er med i begrepet Fastlands-Norge (Utvinning av råolje og naturgass, Utenriks sjøfart og Rørtransport), er utviklingen i prispåslaget forholdsvis likt det De Loecker og Eeckhout (2019) finner, se Figur J1 i Vedlegg J. Den resterende forskjellen kan skyldes at datagrunnlaget til De Loecker og Eeckhout (2019) også omfatter finansielle foretak, noe vårt datagrunnlag ikke dekker.<sup>30</sup>

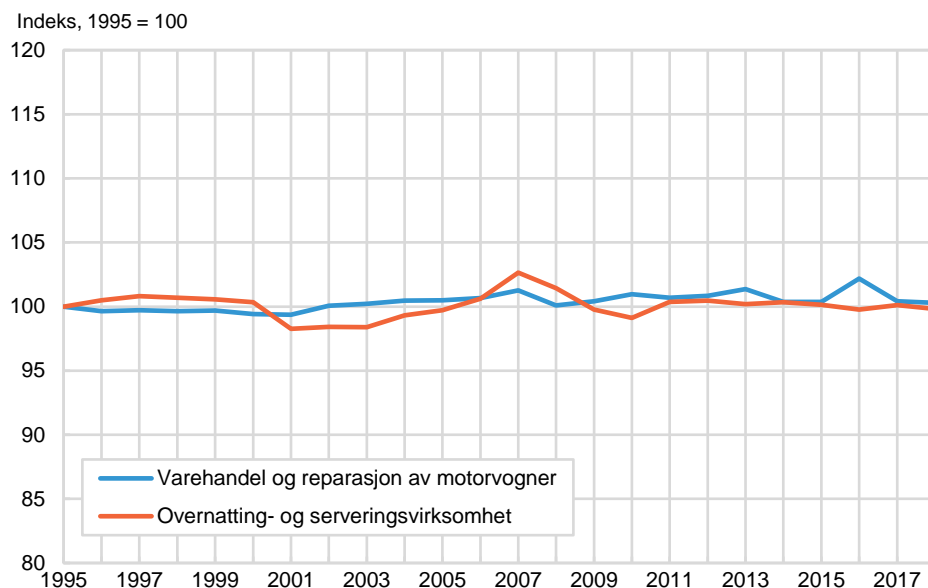
Figur 3.27 og Figur 3.28 viser utviklingen i prispåslaget for et utvalg av næringshovedområder som man kan omtale som «tjenestenæringer» (Varehandel og reparasjon av motorvogner, Overnatting- og serveringsvirksomhet, Forretningsmessige tjenesteyting og Annen tjenesteyting). Først og fremst merker vi oss at det generelt er et stabilt prispåslag i disse tjenestenæringene over tid. I Varehandel og reparasjon av motorvogner, en næring som er meget viktig for den generelle konsumprisutviklingen, kan det ikke sies å ha vært signifikante endringer i prispåslaget siden 1995. Det samme gjelder for Overnattings- og serveringsvirksomhet. Prispåslaget i Annen tjenesteyting viser imidlertid en økning på 4 prosent fra 1995 til 2018. Endringen i prispåslaget for Forretningsmessig tjenesteyting er også forholdsvis moderat i perioden, men varierer mer enn de øvrige næringene.<sup>31</sup>

<sup>29</sup> For å utlede det aggregerte prispåslaget i økonomien vekter vi gjennomsnittlig prispåslag for hvert næringshovedområde med driftsinntektene til hvert næringshovedområde relativt til totale driftsinntekter i økonomien.

<sup>30</sup> Næringskomposisjonen til utvalget i De Loecker og Eeckhout (2019) er også noe forskjellige fra vårt utvalg, jamfør Figur J2 i Vedlegg J med Butenschøn (2019).

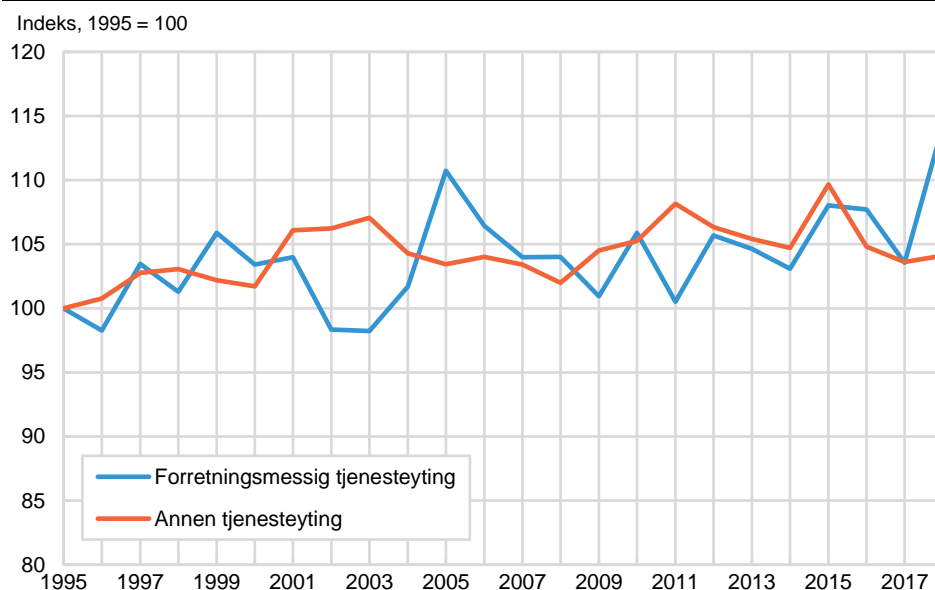
<sup>31</sup> Utviklingen i prispåslaget for alle 14 næringshovedområder vises i Vedlegg I.

**Figur 3.27 Prispåslag, Varehandel og Overnatting- og serveringsvirksomhet<sup>1</sup>**



<sup>1</sup>Begge tidsserier er indeksert til 100 i 1995.  
Kilde: Statistisk sentralbyrå, Regnskapsstatistikken.

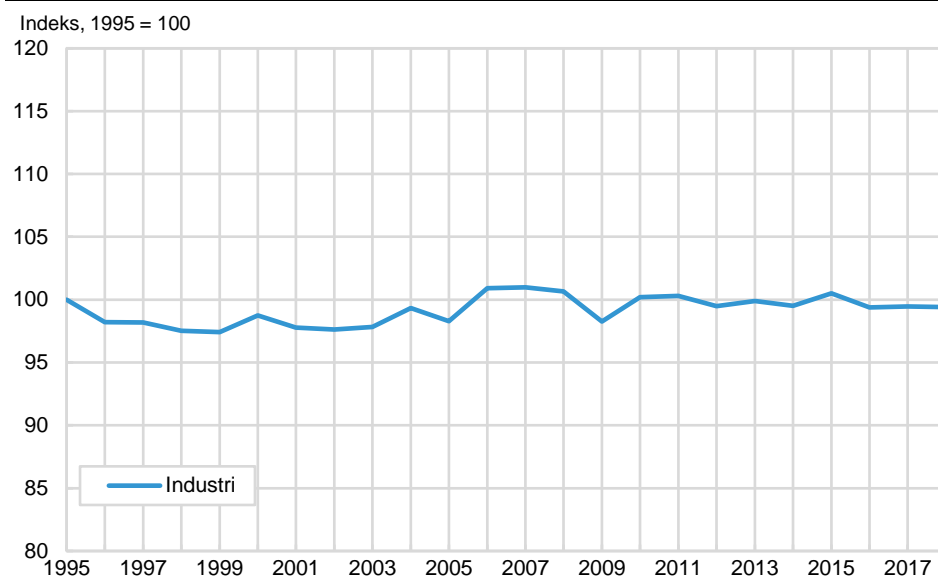
**Figur 3.28 Prispåslag, Forretningsmessig tjenesteyting og Annen tjenesteyting<sup>1</sup>**



<sup>1</sup>Begge tidsserier er indeksert til 100 i 1995.  
Kilde: Statistisk sentralbyrå, Regnskapsstatistikken.

For Industri er prispåslaget nær uendret for perioden sett under ett, som illustrert i Figur 3.29. Dette kan gjenspeile at mange av foretakene i Industri er eksportrettet, og at de står overfor sterk konkurranse fra utenlandske foretak. Det stabile prispåslaget stemmer også godt overens med funnet i forrige avsnitt om at gjennomsnittseffekten er større enn reallokerings-effekten for foretakene i Industri.

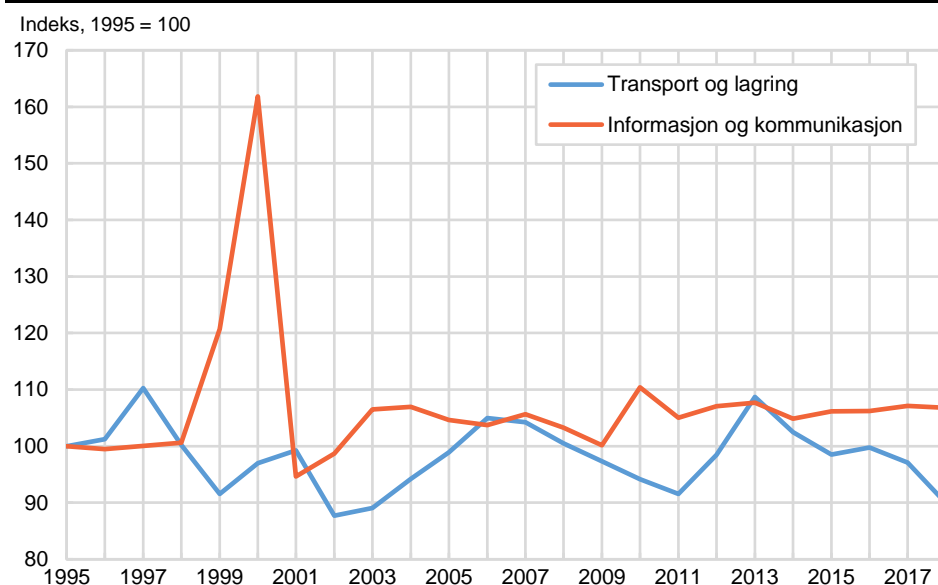
**Figur 3.29 Prispåslag, Industri<sup>1</sup>**



<sup>1</sup> Tidsserien er indekset til 100 i 1995.  
Kilde: Statistisk sentralbyrå, Regnskapsstatistikken.

For Transport og lagring og Informasjon og kommunikasjon fant vi i forrige avsnitt at «within-firm»-effekten var større enn «between-firm»-effekten i perioden 1995-2018, som kunne peke i retning av endring i markedskonsentrasjon. Fra Figur 3.30 ser vi at markedskonsentrasjonen i Transport og lagring har gått ned i perioden, mens den i Informasjon og kommunikasjon har økt i samme periode. Dette stemmer godt overens med at «within-firm»-effekten dominerer i begge næringer, og en økt lønnskostnadsandel i Transport og lagring og redusert lønnskostnadsandel i Informasjon og kommunikasjon.

**Figur 3.30 Prispåslag, Transport og lagring og Informasjon og kommunikasjon<sup>1</sup>**



<sup>1</sup> Tidsseriene er indekset til 100 i 1995.  
Kilde: Statistisk sentralbyrå, Regnskapsstatistikken.

Oppsummert kan vi si at prispåslaget i perioden 1995-2018 for Fastlands-Norge under ett har vært forholdsvis stabilt, med en totalendring over perioden på 2 prosent. Med andre ord finner vi ingen evidens for at markedsmakten har økt i Norge i denne perioden. Dette bekreftes også når vi ser på prispåslaget etter næringshovedområde.

Dette står i kontrast til funnene til De Loecker og Eeckhout (2019), som finner en økning i det aggregerte prispåslaget på 19 prosent fra 1995 til 2016. Avviket skyldes i stor grad at deres datagrunnlag også inkluderer noen næringer hvor en endring i prispåslag ikke nødvendigvis kan tilskrives en endring i konkurransesituasjonen. På oppdrag fra Konkurransetilsynet og med et annet utvalg finner Menon (2019) i likhet med resultatene presentert her en forholdsvis moderat oppgang i prispåslaget over tid (fra 13 til 21 prosent) i perioden 2001-2018.

### 3.4. Markedskonsentrasjon

En annen måte å måle markedsrettet på er å ta utgangspunkt i markedet som foretakene konkurrerer i, og definere hvor stor markedsandel det enkelte foretaket har. Herfindahl-indeksen, som er en standard måte å måle graden av markeds-konsentrasjon på, tar utgangspunkt i summen av kvadrerte markedsandeler.<sup>32</sup>

På samme måte som i analysen av lønnskostnadsandelen avgrensner vi et marked til å inneholde alle foretak som inngår i samme 2-sifret NACE-næring. Det er imidlertid ingen fasit på hvilket næringsnivå eller andre delmarkeder som utgjør et veldefinert produktmarked. For eksempel kan eksportrettede norske foretak konkurrere med utenlandske foretak, og Herfindahl-indeksen basert på norske foretak vil da ikke omfatte hele markedet foretaket konkurrerer i. Mange foretak innenfor samme næring vil også kunne være en del av et konsern/gruppe, men dette kan vi ikke observere uten ytterligere informasjon om eierstruktur og krysseierskap.

Samtidig er det, som påpekt av De Loecker og Eeckhout (2019), viktig å understreke at Herfindahl-indeksen kun måler markedsrettet i markeder hvor produktene som produseres er homogene, eller i alle fall svært nære substitutter. Selv på 2-sifret næringsnivå er det dermed grunn til å tro at Herfindahl-indeksen som konsentrasjonsmål ikke nødvendigvis vil fange opp omfanget av markedsrettet i næringen.<sup>33</sup>

Under forutsetning om at det ikke er (i) store endringer i 2-siffer-næringenes eksponering mot utenlandsk konkurranse og (ii) store forskjeller mellom næringers konsern- og gruppestruktur over tid, vil *endringen* i konkurransesituasjonen likevel kunne beskrives godt av Herfindahl-indeksen. Herfindahl-indeksen defineres i år  $t$  i marked  $i$  ( $HHI_{it}$ ) som:

$$(3.8) \quad HHI_{it} = \sum_{j \in i} s_{jt}^2$$

Her er  $s$  foretakets andel av totale driftsinntekter i næring  $i$  i år  $t$ , mens summen går over foretak (indeksert med  $j$ ) i næring  $i$ . Herfindahl-indeksene på 2-sifernivå kan aggregeres opp til Herfindahl-indeksen for hvert næringshovedområde ( $k$ ) i år  $t$  ( $HHI_{kt}$ ) ved å vekte indeksen til hver 2-sifret næring med næringens andel av totale driftsinntekter:

$$(3.9) \quad HHI_{kt} = \sum_{i \in k} \frac{P_{it} Y_{it}}{\sum_j P_{jt} Y_{jt}} \times HHI_{it}$$

Ettersom det er vanskelig å treffe det riktige *nivået* på Herfindahl-indeksen som følge av utenlandsk konkurranse og muligheten for at foretak inngår i

<sup>32</sup> En ofte brukt standard er at dersom Herfindahl-indeksen er over 2 500 i et gitt år (maksimal verdi er 10 000 når én bedrift har 100 prosent av markedet), er det svak konkurranse i et marked.

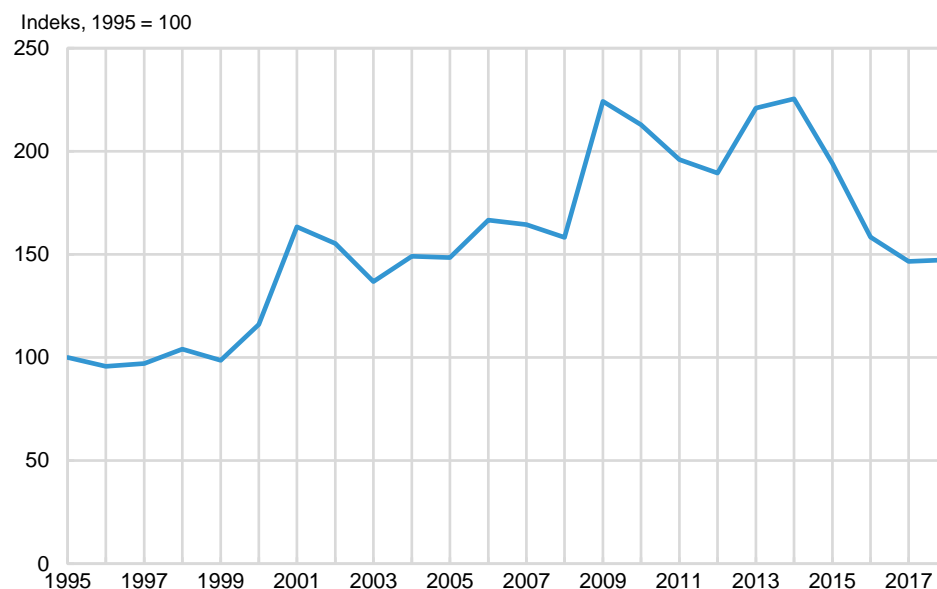
<sup>33</sup> Eksempelvis er det slik at Konkurransetilsynets analyse av konkurransen i dagligvarebransjen skiller mellom de forskjellige gruppene i næringen, samt de vertikalt integrerte kjedene som preger dette markedet (Konkurransetilsynet, 2009).



konsern/grupper, re-skalerer vi indeksene til 100 i (basisåret) 1995 og fokuserer på forløpet over tid.

For Industri, hvor vi tidligere så at det var en svært liten økning i prispåslag over tid (se Figur 3.29), er det en økning i Herfindahl-indeksen fra 1995 til 2018 på 47 prosent, illustrert i Figur 3.31. Noe av forskjellen mellom de to målene kan antakelig forklares ved at prissetting i eksportrettede foretak bedre fanger opp konkurransesituasjonen mot utlandet enn foretakenes markedsandeler innad i Norge, hvor sistnevnte mål vil overdrive omfanget av markedskonsentrasjon.

**Figur 3.31 Herfindahl-indeks, Industri<sup>1</sup>**



<sup>1</sup> Tidsserien er indeksert til 100 i 1995.

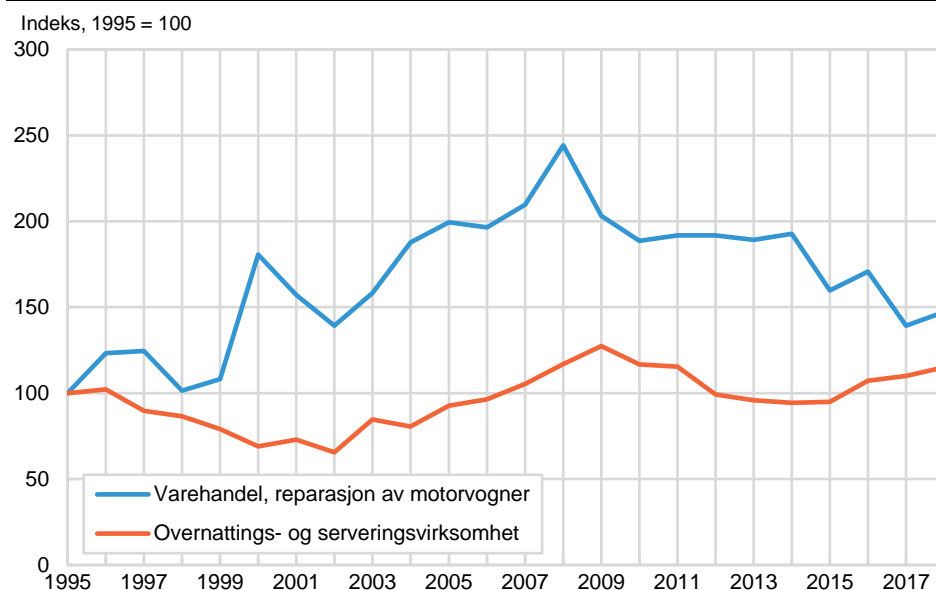
Kilde: Statistisk sentralbyrå, Regnskapsstatistikken.

Et tilsvarende mønster finner vi for Transport og lagring og Informasjon og kommunikasjon, hvor utviklingen i Herfindahl-indeksen viser henholdsvis en økning og en reduksjon i markedskonsentrasjonen – en utvikling som står i kontrast til utviklingen i markedskonsentrasjon målt ved prispåslag.<sup>34</sup> Eika mfl. (2013) argumenterer for at liberalisering av transportmarkeder gjør Transport og lagring mer internasjonalt rettet og øker konkurranseutsattheten, noe som potensielt ikke fanges opp ved Herfindahl-indeksen da utenlandske foretak ikke inngår i vårt datagrunnlag. Det samme argumentet kan sies å gjelde for Informasjon og kommunikasjon, hvor IKT-tjenester utgjør den største andelen av totale driftsinntekter.

Figur 3.32 og Figur 3.33 viser at markedskonsentrasjon for næringshovedområdene vi tidligere omtalte som «tjenestenæringene» varierer en del over perioden, og hvor næringen Annen tjenesteyting har en markant økning i perioden 2000-2018. Det var også en økning i indeksen for varehandel og reparasjon av motorvogn fram til 2008 (med en økning på hele 144 prosent), men deretter en jevn reduksjon slik at økningen over hele perioden 1995-2018 er på 47 prosent.

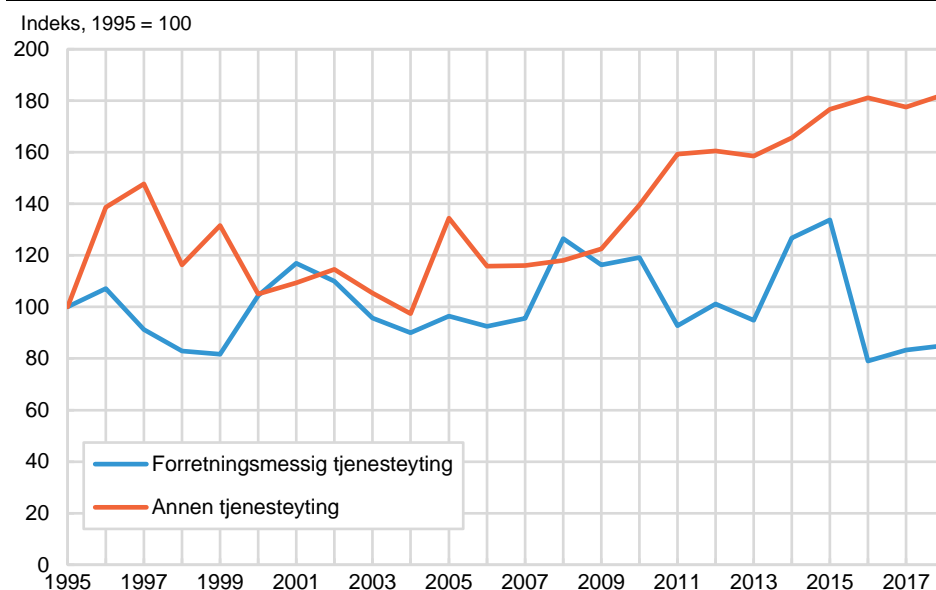
<sup>34</sup> Utviklingen i Herfindahl-indeksen for disse to næringene, og for alle 14 næringshovedområder, vises i Vedlegg K.

**Figur 3.32 Herfindahl-indeks, Varehandel og Overnatting- og serveringsvirksomhet<sup>1</sup>**



<sup>1</sup>Begge tidsserier er indeksert til 100 i 1995.  
Kilde: Statistisk sentralbyrå, Regnskapsstatistikken.

**Figur 3.33 Herfindahl-indeks, Forretningsmessig tjenesteyting og Annen tjenesteyting<sup>1</sup>**



<sup>1</sup>Begge tidsserier er indeksert til 100 i 1995.  
Kilde: Statistisk sentralbyrå, Regnskapsstatistikken.

Oppsummert viser utviklingen i Herfindahl-indeksen generelt et bilde av økt markedskonsentrasjon for flere næringshovedområder, som står i kontrast til utviklingen i prispåslaget vi utledet i forrige avsnitt. Noe av dette avviket kan nok skyldes at bruk av Herfindahl-indeksen for å måle markedskonsentrasjon krever at man har en korrekt avgrensning av markedet. Dette er vanskelig å operasjonalisere når en ikke observerer produktene som foretakene produserer, som også er påpekt av Menon (2019).<sup>35</sup>

<sup>35</sup> Menon (2019) konstruerer en næringsinndeling basert på at produkter og tjenester som produseres i disse næringene er eller kan være substitutter, slik at disse næringene utgjør distinkte markeder hvor foretak konkurrerer.

## 4. Økt ulikhet og konsum

Økonomer har viet mye oppmerksomhet til utviklingen i ulikhet de siste årene. En økning i ulikhet trekkes fram som en mulig drivkraft bak lav etterspørsel internasjonalt. Én hypotese er at hvis en økt andel av samlede inntekter eller samlet formue havner hos en liten gruppe mennesker kan etterspørselen i økonomien synke hvis denne delen av befolkningen har en relativt lav konsumtilbøyelighet. I dette kapittelet vurderer vi først i hvilken grad inntektsulikheten har økt i Norge de siste tiårene og sammenligner med utviklingen i andre land. Deretter analyserer vi mulige drivkrefter bak økt inntektsulikhet i Norge, og presenterer simuleringer fra en økonomisk modell hvor effekten av forskjellige antakelser angående drivkreftene bak inntektsulikhet vurderes. Modellen gir en indikasjon på hvor sterk effekten på aggregert etterspørsel kan ha vært som følge av den faktiske utviklingen i inntektsulikhet i Norge. Den gir også en indikasjon på hvor sterk denne effekten kan bli hvis inntektsulikheten øker betydelig i årene som kommer.

### 4.1. Inntektsulikhet i Norge

Det finnes forskjellige mål for inntektsulikhet. Statistisk sentralbyrå publiserer offisielle tall for følgende tre mål på inntektsulikhet<sup>36</sup>:

1. Gini-koeffisient: Defineres som arealet mellom en Lorenz-kurve for en helt lik fordeling (en rett 45-graders linje) og den faktiske Lorenz-kurven. Går fra 0 (helt lik fordeling) til 1 (en person får all inntekt).
2. P90/P10: Forholdet mellom personen som har høyere inntekt enn 90 prosent av befolkningen og personen som har lavere inntekt enn 90 prosent av befolkningen.
3. S80/S20: Forholdet mellom gjennomsnittsinntekten til de 20 prosent av befolkningen med høyest inntekt og de 20 prosent med lavest inntekt.

Figur 4.1 viser utviklingen i disse tre målene fra 1986 til 2017 for inntektsfordelingen i hele befolkningen i Norge eksklusive personer i studenthusholdninger. Vi fokuserer på ulikhet i ekvivalensjustert inntekt etter skatt siden målet er å vurdere effekten på aggregert etterspørsel, ikke å vurdere i hvilken grad skattesystemet omfordeler inntekt. Det mest påfallende ved figuren er det betydelige hoppet i Gini-koeffisienten og S80/S20 i 2005. Dette skyldes at skattelegging av aksjeutbytter over et skjermingsbeløp som alminnelig inntekt ble innført fra 1. januar 2006. Dermed ble det utbetalt mye utbytte i 2005 før endringen trådte i kraft. Dette påvirket imidlertid ikke P90/P10 dette året, noe som tyder på at aksjeutbyttene stort sett ble utbetalt til den rikeste 10 prosent av befolkningen.

Det er liknende brå bevegelser rundt årene 2000 og 2015. Disse bevegelsene må også sees i forbindelse med tilpasninger til endringer i utbytteskatten. For år 2000 gjelder dette tilpasninger til den midlertidige utbytteskatten i 2001 og for 2015 gjelder det tilpasninger til økt utbytteskatt fra 2016. For en mer detaljert diskusjon av utviklingen i inntektsfordelingen i Norge de siste årene, se kapittel 7.3.3 i TBU (2019).

Et mer interessant trekk ved Figur 4.1 er den positive trenden som vises i Gini-koeffisienten og S80/S20. Gini-koeffisienten gikk fra 0,21 i 1986 til 0,25 i 2017. Samtidig gikk S80/S20 fra 2,9 til 3,6. Dette tyder på at det har vært en viss økning i inntektsulikheten i denne perioden. Det er imidlertid liten endring i P90/P10 som

<sup>36</sup> Disse målene er nærmere beskrevet på Statistisk sentralbyrås hjemmesider:

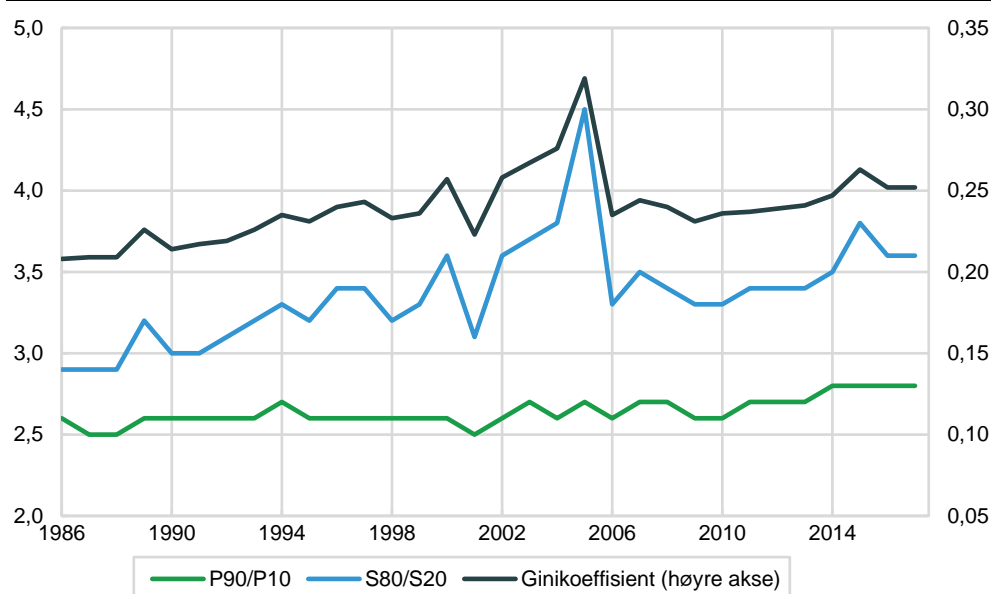
<https://www.ssb.no/inntekt-og-forbruk/artikler-og-publikasjoner/slik-maler-ssb-ulikhet>.

gikk fra 2,6 til 2,8. Dette kan muligens forklares ved at det meste av endringen skyldes økte inntekter i den øverste desilen av fordelingen.

I hovedsak baserer vi oss på Gini-koeffisienten som mål på ulikhet, da det kun er dette målet av de tre nevnt ovenfor som fanger opp endringer over hele inntektsfordelingen. Det er også kun dette målet som strengt tatt oppfyller kravene for å være et ulikhetsmål.<sup>37</sup> I tillegg er trenden i Gini-koeffisienten og S80/S20 ganske lik.

De offisielle tallene for Gini-koeffisienten fra Statistisk sentralbyrå baseres på inntektsdata fra skatteregistrene, og skattetilpasninger rundt endringer i utbytteskatten svekker dermed sammenlignbarheten av inntektsfordelingene etter tusenårsskiftet. Gini-koeffisientene i den offisielle statistikken gir dermed ikke en fullstendig beskrivelse av utviklingen i inntektsulikhet etter år 2000. Dette kommer vi tilbake til i avsnitt 4.4.

**Figur 4.1** Ulikhetsmål – Inntekt etter skatt

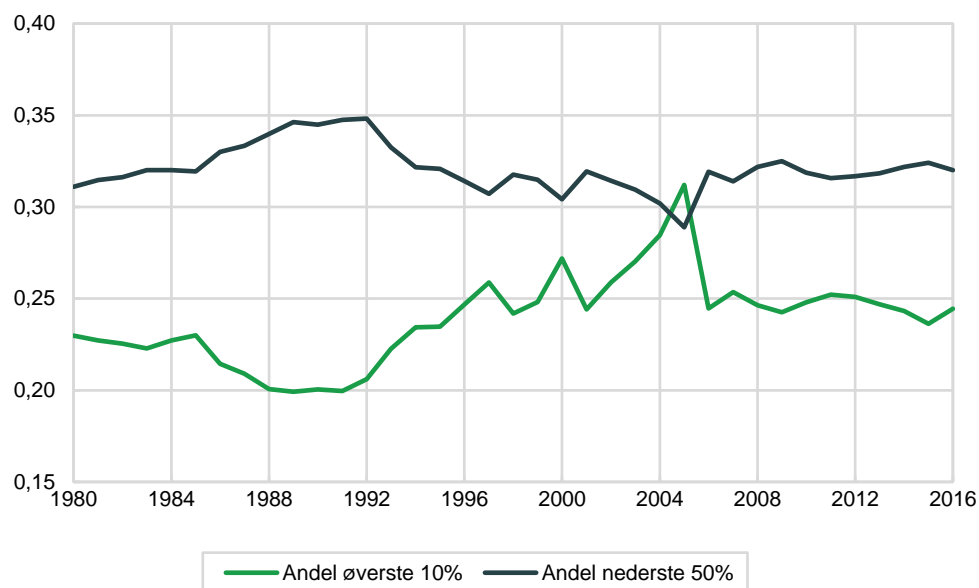


Kilde: Statistisk sentralbyrå.

En annen kilde til mål på ulikhet for flere land over tid er World Inequality Database (WID) (<https://wid.world>). Inntektsbegrepet som benyttes fra databasen kalles «nasjonalinntekt etter skatt» og gis av disponibel inntekt etter skatt pluss offentlige overføringer på individnivå. Figur 4.2 viser utviklingen i andelen av inntekten etter skatt i Norge som gikk til den øverste 10 prosenten og den nederste 50 prosenten av fordelingen fra 1980 til 2016. Figuren viser et hopp i andelen til øverste 10 prosent (og et fall i andelen til nederste 50 prosent) i 2005. Dette sammenfaller med utviklingen rundt skattereformen, vist i Figur 4.1. Fra 1986 til 2016 er det imidlertid ingen stor endring i andelen til den øverste 10 prosenten som gikk fra 0,21 til 0,24. Utviklingen i inntektsandelene tyder dermed heller ikke på noen dramatisk utvikling i inntektsulikheten i Norge de siste 30 årene.

<sup>37</sup> Det viktigste eksempelet er Pigou-Daltons overføringsprinsipp, som sier at ulikheten avtar som følge av en overføring fra en rikere til en fattigere person som ikke fører til at mottakeren blir rikere enn giveren. Slike overføringer kan skje uten at P90/P10 og S80/S20 endrer seg.

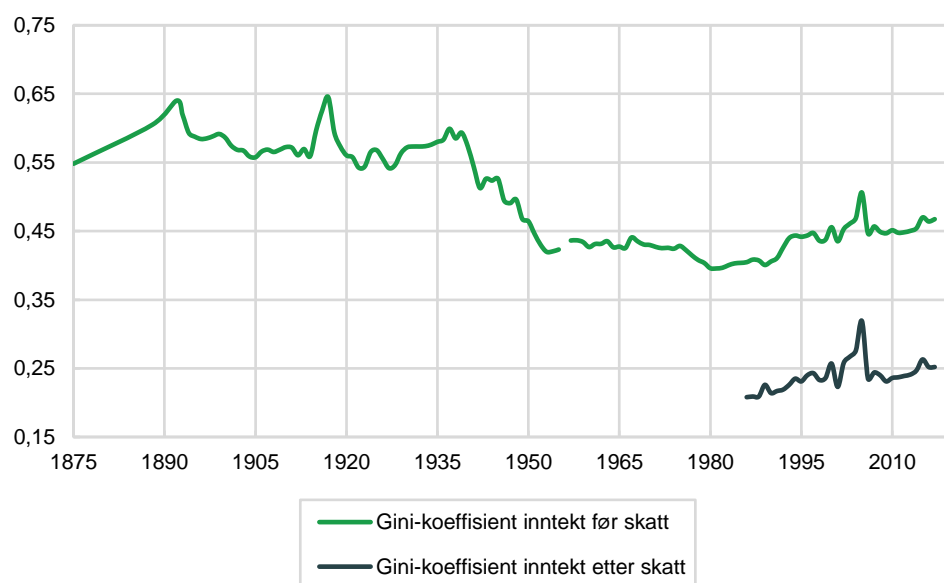
**Figur 4.2 Inntektsandeler i Norge**



Kilde: World Inequality Database (med tall fra Statistisk sentralbyrå).

Figur 4.3 viser utviklingen i ulikhet i Norge over en lengre tidshorisont. Dataene er hentet fra Aaberge mfl. (2017) (heretter referert til som AAM) og viser utviklingen i Gini-koeffisienten for deres mål på samlet inntekt før skatt. Den betydelige nivåforskjellen mellom Gini-koeffisienten i Figur 4.3 og koeffisienten i de offisielle tallene fra Statistisk sentralbyrå i Figur 4.1 skyldes delvis at Figur 4.1 er basert på inntekt etter skatt og at AAM ekvivalensjusterer inntekt per familie, mens de offisielle tallene justerer husholdningens størrelse med EUs ekvivalensskala. I tillegg inkluderer inntektsmålet i Figur 4.1 et større sett med inntektskilder (se del 5 av AAM for en detaljert forklaring). Figur 4.3 viser imidlertid den samme utviklingen i ulikheten i en 30-års periode fra midten av 80-tallet som vises i Figur 4.1. Det var en viss økning, men Figur 4.3 gir inntrykk av at økningen i inntektsulikhet over denne perioden ikke var dramatisk sett i et historisk perspektiv.

**Figur 4.3 Langsiktig utvikling i ulikhet i Norge**



Kilde: Aaberge mfl. (2017).

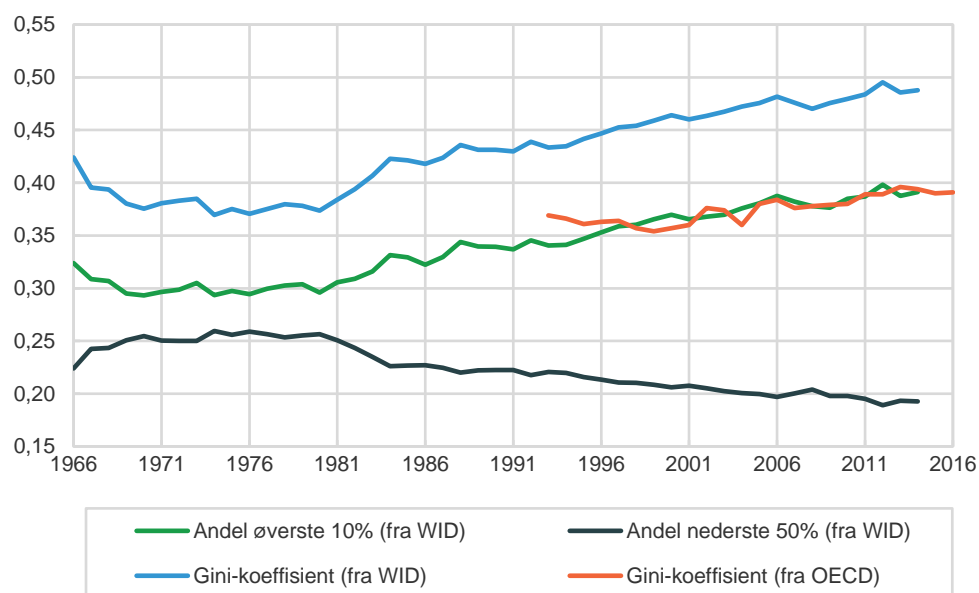
## 4.2. Inntektsulikhet i USA

For å få et perspektiv på utviklingen i inntektsulikhet i Norge er det interessant å sammenligne med utviklingen i andre land. Vi begynner med utviklingen i USA som fortjener særskilt oppmerksomhet av flere grunner. Utviklingen i ulikhet i USA har vært mer dramatisk enn utviklingen i andre vestlige land, og den har dermed vært en viktig drivkraft bak fokuset på ulikhet innen samfunnsøkonomisk forskning den siste tiden. I tillegg gjør USAs økonomiske størrelse at effekter fra økt ulikhet på aggregert etterspørsel der kan forplante seg i internasjonal økonomi ved for eksempel å bidra til lave renter. Utviklingen i USA kan også være en indikasjon på hva andre land har i vente dersom samfunnet for øvrig utvikler seg mer i retning av samfunnsstrukturen i USA (som for eksempel lavere fagforeningsgrad og mindre omfordelende skattesystem).

Figur 4.4 viser utviklingen i inntektsandeler i USA fra World Inequality Database (WID). Fra 1980 til 2014 var det en betydelig økning i andelen av inntekten etter skatt som gikk til den øverste 10 prosenten av fordelingen. Økningen fra 0,30 til 0,39 kom også fra et nivå som var betydelig høyere enn i Norge. I samme periode falt andelen som gikk til den nederste 50 prosenten av fordelingen fra 0,26 til 0,19.

Figur 4.4 viser også hvordan Gini-koeffisienten for inntekten etter skatt utviklet seg i samme periode. Fra 1980 til 2014 økte denne fra 0,37 til 0,49. Disse tallene ligger imidlertid betydelig høyere enn tall for Gini-koeffisienten fra OECDs Income Distribution Database for USA. Inntektsbegrepet som benyttes av OECD er disponibel inntekt etter skatt pluss offentlige overføringer på husholdningsnivå hvor husholdningens størrelse justeres med en ekvivalensskala.<sup>38</sup> Tallene fra OECD er kun tilgjengelige fra 1993 for USA. Fra 1993 til 2014 gikk Gini-koeffisienten for OECDs inntektsmål fra 0,37 til 0,39. OECDs tall viser dermed også en betydelig høyere inntektsulikhet i USA enn i Norge, og en stigende trend de siste årene.

Figur 4.4 Utvikling i inntektsulikhet i USA



Kilde: World Inequality Database og OECD.

<sup>38</sup> Tall på husholdningsnivå fanger opp omfordeling av inntekt internt i husholdninger. Det er derfor ikke overraskende at tallene fra OECD indikerer en lavere inntektsulikhet.

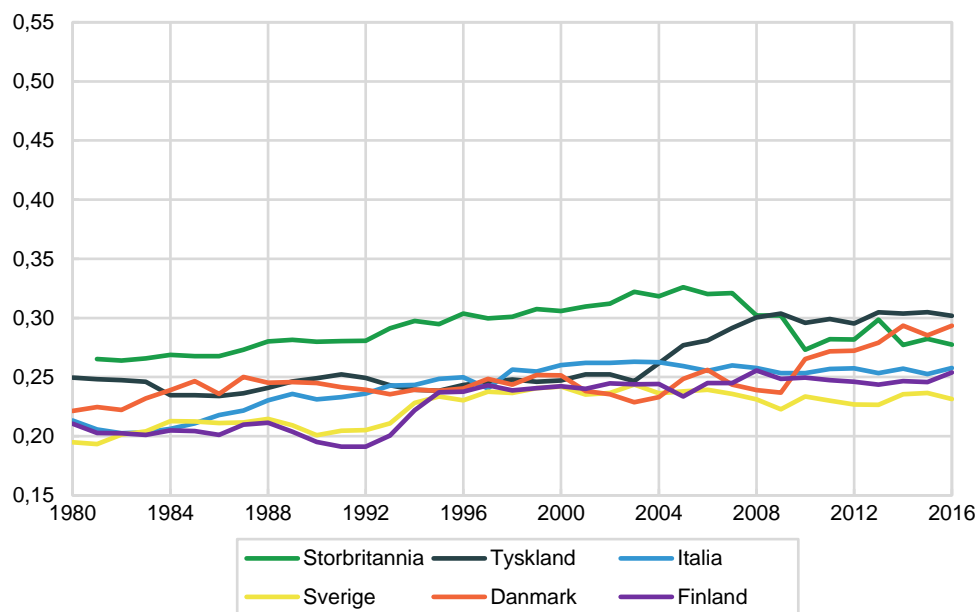
### 4.3. Inntektsulikhet i andre utvalgte land

World Inequality Database inneholder tall fra en rekke land. Her fokuserer vi på de største europeiske økonomiene (med unntak av Frankrike som ikke har tilgjengelige tall i databasen), samt de nordiske landene vi ofte sammenligner oss med.

Vi samler informasjon om ulike mål for disse landene i tre figurer. Figur 4.5 viser utviklingen i andelen av disponibel inntekt etter skatt (pluss offentlige overføringer) som går til den øverste 10 prosenten av fordelingen og Figur 4.6 viser andelen som går til den nederste 50 prosenten av fordelingen. Figur 4.7 viser utviklingen i Gini-koeffisienten for inntekten etter skatt i disse landene (med unntak av Tyskland hvor tall for Gini-koeffisienten ikke er tilgjengelig i WID). I Figur 4.7 bruker vi også WIDs mål på Gini-koeffisienten i Norge som er forholdsvis lik serien fra Statistisk sentralbyrå i Figur 4.1.

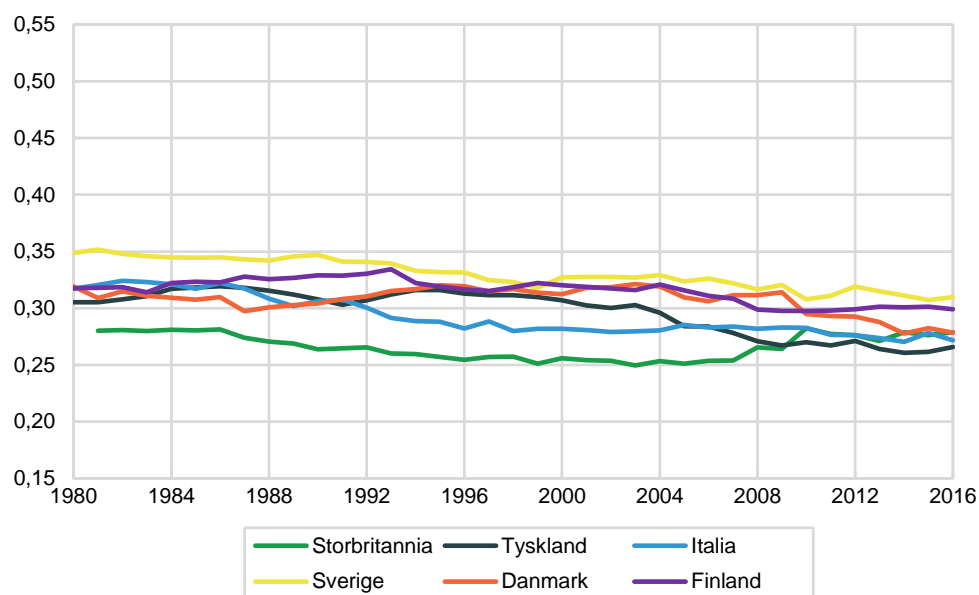
Generelt er bildet for utviklingen i inntektsulikhet i disse landene siden 1980 ganske likt, og det er likere bildet i Norge enn i USA. Siden figurene viser tall for inntekt etter skatt er ikke dette så overraskende. Skattesystemene i europeiske land omfordeler inntekt i større grad enn skattesystemet i USA, samt at offentlige tjenester i større grad er gratis eller subsidiert av staten. I disse landene har andelen av inntekten etter skatt som går til den øverste 10 prosenten av fordelingen økt siden 1980, men ikke mye. Samtidig har andelen som går til den nederste 50 prosent av fordelingen vist et lite fall. Gini-koeffisienten har også steget litt over tid, men nivået er langt lavere enn nivået i USA og litt høyere enn nivået i Norge i 2016 for alle landene med unntak av Sverige.

**Figur 4.5** Inntektsandel øverste 10 prosent



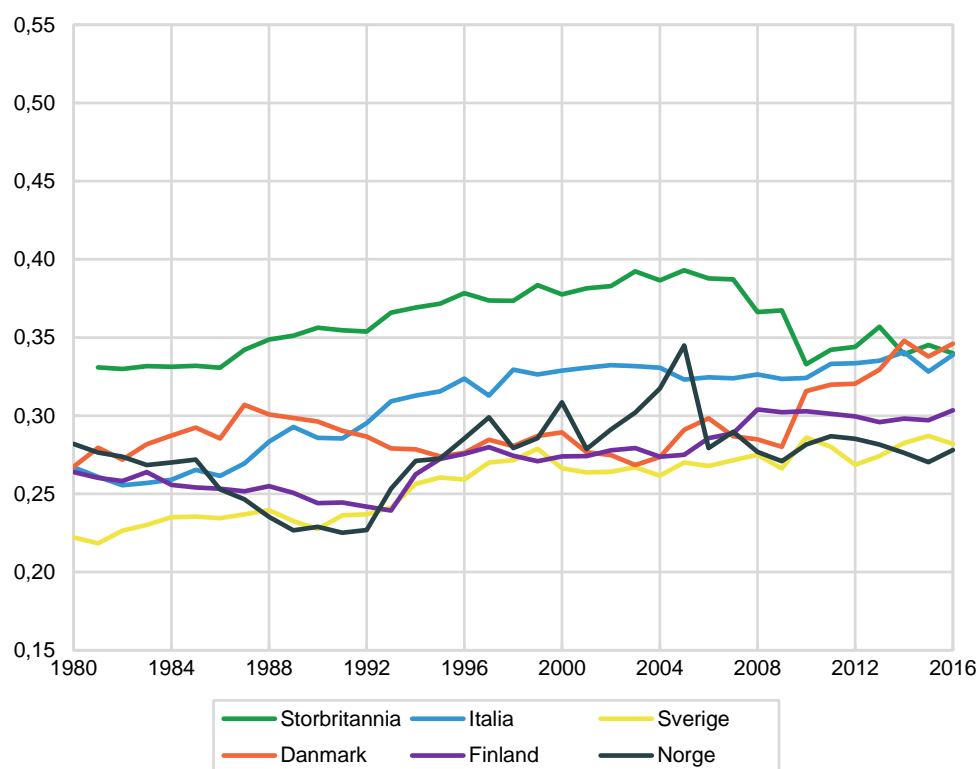
Kilde: World Inequality Database.

**Figur 4.6 Inntektsandel nederste 50 prosent**



Kilde: World Inequality Database.

**Figur 4.7 Gini-koeffisienter fra World Inequality Database**



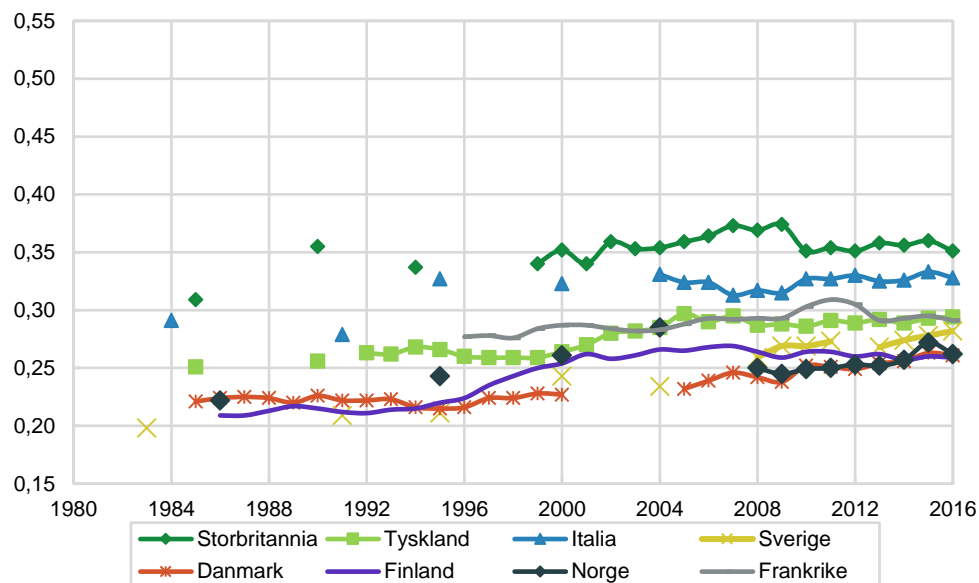
Kilde: World Inequality Database.

Figur 4.8 viser Gini-koeffisienter for et utvalg vestlige land fra OECDs Income Distribution Database. Databasen inneholder tall også for Tyskland og Frankrike. Lengden på de tilgjengelige seriene varierer imidlertid på tvers av land, og spesielt lengre tilbake i tid er det kun tall for enkelte år. Sammenligningen av ulikhet på tvers av land er ganske lik sammenligningen basert på tall fra WID. Begge kilder indikerer at alle disse landene har lavere inntektsulikhet enn USA. Norge er blant landene med lavest inntektsulikhet, og blant disse landene er ulikheten høyest i Storbritannia og Italia. Den største forskjellen gjelder Danmark hvor OECDs tall indikerer at inntektsulikheten er omtrent lik den i Norge, mens WID indikerer at



den ligger betydelig høyere. For Norge gir imidlertid alle kildene en lik konklusjon: det har vært en viss økning i inntektsulikheten fra midten av 1980-tallet, men nivået i Norge er generelt lavt sammenliknet med andre land.

**Figur 4.8 Gini-koeffisienter fra OECDs Income Distribution Database**



Kilde: OECD.

#### 4.4. Kapitalinntekt og måling av inntektsulikhet

Målene på inntektsulikhet fra Statistisk sentralbyrå i Figur 4.1 og inntektsandelene fra World Inequality Database i Figur 4.2 viser at det har vært en viss økning i inntektsulikheten i Norge siden midten av 1980-tallet. Det er imidlertid to grunner til at det er interessant å vurdere eventuelle konsekvenser av en enda større økning i ulikheten enn vist i disse tallene. Den første grunnen, som allerede er nevnt, er at det kan være et mulig scenario at utviklingen vi har sett i USA forplanter seg til andre land slik at vi også får en større inntektsulikhet i Norge i framtiden.

Den andre grunnen handler om hvordan inntektsulikhet måles i dag og spesielt hvordan kapitalinntekter inkluderes i slike mål. En ulempe ved å benytte administrative skattedata for å studere utviklingen i inntektsulikhet er at disse gir et ufullstendig mål på kapitalinntekten. Utbytte som betales inn til et holdingselskap og ikke realiseres som inntekt det året, vises ikke i skattedataene. Særlig for den rikeste andelen av befolkningen vil dette være en viktig andel av inntekten.

I tillegg er det ikke alltid åpenbart at utbytte bør ansees som inntekt i perioder med betydelige tilpasninger til endringer i skattereglene. Fjærli (2009) påpeker at dersom aksjeutbytte overstiger overskuddet etter skatt innebærer det at bedriften tærer på egenkapitalen. Dette er mer sammenlignbart med å tære på formue enn inntekt. Fjærli (2009) dokumenterer også at en betydelig andel av utbyttet utbetalt fra 2002 til 2004 ble ført tilbake til bedriftene. Endringen ble da et fall i opptjent egenkapital og en økning i innskutt egenkapital. Gitt de daværende reglene for fastsettelse av inngangsverdiene ved beregning av kapitalgevinster på aksjer og overgangsreglene for fastsettelse av inngangsverdiene i den nye aksjonærmodellen, ble dette en lønnsom metode for å unngå skatt.

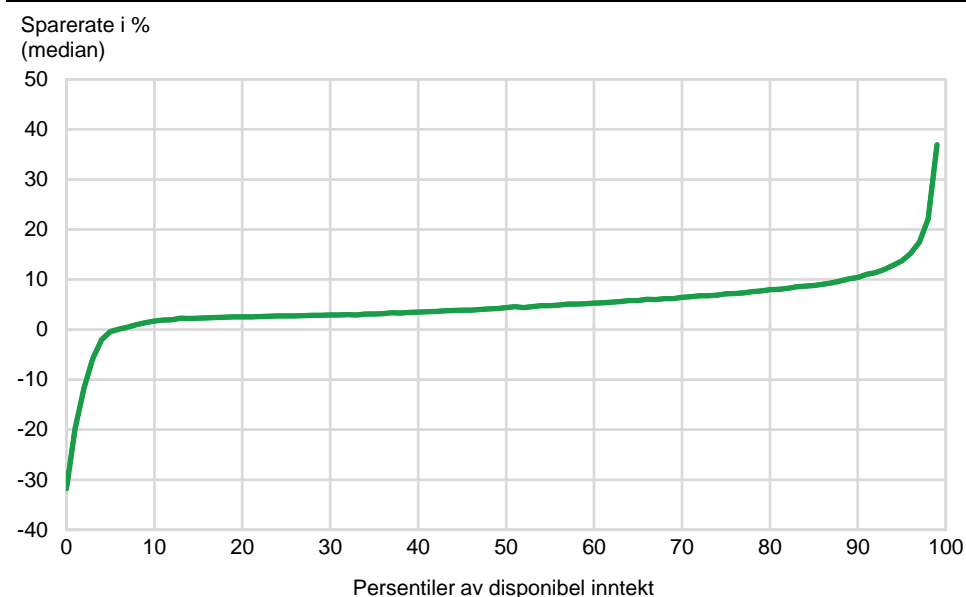
I et pågående prosjekt i Statistisk sentralbyrå arbeides det med å tilordne tilbakeholdt overskudd til eierne av bedriftene. Prosjektet sikter mot å ha et mål på inntekt som inkluderer både realisert og ikke-realisert selskapsinntekt ved å kombinere skattedata med eierskapsdata og regnskapsdata. Arbeidet er ikke

publisert, men foreløpige tall fra prosjektet ble inkludert i Finansdepartementet (2019). Disse tallene indikerer at de offisielle tallene i Figur 4.1 underdriver den faktiske økningen i ulikheten. For årene etter 2007 ligger Gini-koeffisienten, justert for ikke-realiserst kapitalinntekt, rundt 0,32.

#### 4.5. Kilden til økt inntektsulikhet i Norge

Et mål i dette kapitlet er å undersøke om en økning i inntektsulikhet kan føre til lavere etterspørsel. Intuitivt fører økt inntektsulikhet til lavere etterspørsel hvis husholdninger med høy inntekt sparer mer som andel av inntekten enn lavinntektshusholdninger. Figur 4.9 viser sparerater som funksjon av inntektspersentiler (Fagereng, Holm, Moll, & Natvik, 2019). Spareratene er økende i inntekt, noe som antyder at økt inntektsulikhet kan føre til lavere etterspørsel.

**Figur 4.9** Spareraten som funksjon av inntekt<sup>1</sup>



<sup>1</sup>Spareraten er definert som endring i (netto)formue minus estimert kapitalgevinst som andel av disponibel inntekt. Se Fagereng, Holm, Moll, & Natvik (2019) for en beskrivelse av dataene. Figuren er konstruert ved å ta gjennomsnittet for årene 2005-2015 av median sparerater innad i inntektspersentiler per år.

Kilde: Statistisk sentralbyrå.

Økende ulikhet trenger derimot ikke føre til lavere etterspørsel selv om spareraten er en stigende funksjon av inntekt. Husholdningene kan ha grunner til å spare som er korrelert med høy inntekt, men som ikke betyr at etterspørselen faller ved økt inntektsulikhet. For eksempel kan husholdninger som har samme underliggende inntektsprosess ha betydelig variasjon i inntekten fra periode til periode. De kan dermed velge å spare mye i perioder med midlertidig høy inntekt. Korrelasjonen i Figur 4.9 vil da kunne oppstå uten at det nødvendigvis betyr at økt inntektsulikhet fører til lavere etterspørsel.

For å undersøke den mulige sammenhengen mellom inntektsulikhet og samlet etterspørsel, begynner vi med en modell for individers inntekt som vi estimerer med norske data. Variasjon i estimatene over forskjellige tidsperioder vil da indikere hva som har vært kilden til den økte inntektsulikheten vi har sett i Norge. I modellen antar vi at logaritmen til inntekten ( $y_{it}$ ) til individ  $i$  i periode  $t$  følger en stokastisk prosess:

$$(4.1) \quad y_{it} = \alpha_i + p_{it} + \varepsilon_{it}^T,$$

$$(4.2) \quad p_{it} = \rho p_{i,t-1} + \varepsilon_{it}^P,$$

$$(4.3) \quad \varepsilon_{it}^P \sim N(0, \sigma_P^2), \quad \varepsilon_{it}^T \sim N(0, \sigma_T^2), \quad \alpha_i \sim N(0, \sigma_\alpha^2),$$

der  $\alpha_i$  er en individ-spesifikk inntektskomponent (permanent inntekt),  $p_{it}$  er den persistente delen av inntekt,  $\varepsilon_{it}^T$  er den transitoriske delen av inntekt, og  $\varepsilon_{it}^P$  er sjokket i den persistente inntektskomponenten. En økning i inntektsulikhet kan ha to mulige årsaker i en slik modell: økte permanente forskjeller mellom individer ( $\alpha$ ) eller økt inntektsrisiko. Effekten av økt inntektsulikhet på aggregert etterspørsel vil avhenge av hva som er årsaken til økningen:

1. **Økt inntektsrisiko.** Økt inntektsulikhet som følge av økt inntektsrisiko vil kunne føre til (midlertidig) lavere etterspørsel fordi individene reagerer på høyere risiko ved å øke forsiktighetssparing, se Auclert og Rognlie (2018). I modellen over betyr økt inntektsrisiko at variansen til enten den persistente eller den transitoriske komponenten av inntekt har økt, eller at persistensen  $\rho$  øker. Legg merke til at økt inntektsrisiko kun fører til *midlertidig* lavere etterspørsel fordi økt sparing etter hvert vil innebære økt kapitalinntekt og dermed høyere aggregert konsum i framtiden.
2. **Økt permanent ulikhet.** Økt inntektsulikhet som følge av økt permanent inntektsulikhet kan føre til lavere etterspørsel hvis individer med høyere permanent inntekt også har en høyere sparerate. Den økte inntektsulikheten vil i dette tilfellet være en omfordeling av ressurser fra individer som bruker mye til individer som sparer mye, og dermed føre til lavere aggregert etterspørsel. For å kunne dokumentere dette må vi vise at det er en korrelasjon mellom spareatferd og *permanent inntekt*, se Straub (2019).

Nedenfor undersøker vi om økningen i inntektsulikhet som vi har sett i Norge skyldes økt inntektsrisiko eller økt permanent ulikhet.

### Har inntektsrisikoen økt over tid?

For å undersøke om inntektsrisikoen har økt over tid i Norge estimerer vi inntektsprosessen i ligningene (4.1) til (4.3) per fødselsår blant norske menn. Vi er primært interessert i om inntektsprosessen har endret seg betydelig over tid og om det i så fall er inntektsrisiko ( $\rho, \sigma_P^2, \sigma_T^2$ ) eller permanent inntektsulikhet ( $\sigma_\alpha^2$ ) som har endret seg. I analysen bruker vi arbeidsinntekt før skatt for norske menn mellom 1972 og 2014. Vi fokuserer på de som er født mellom 1942 og 1960 fordi vi i dette tilfellet har alle arbeidsårene mellom 30 og 49 år.

Vi utfører analysen i tre steg. I det først steget estimerer vi modellen:

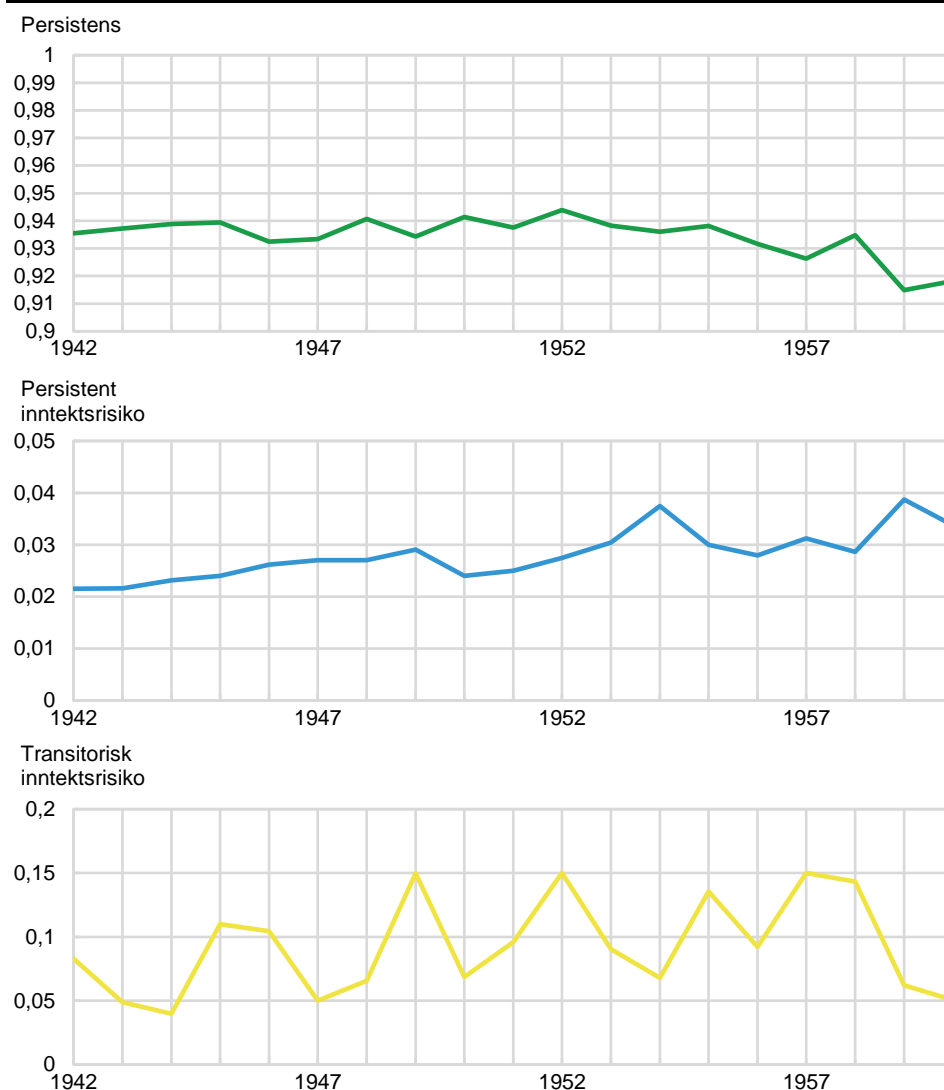
$$(4.4) \quad y_{it} = \text{alder}_{it} + \text{år}_t + \text{utdanning}_i + y_{it}^{res},$$

der *alder*, *år* og *utdanning* fanger opp faste effekter i de tre variablene.  $y_{it}^{res}$  gir oss da den delen av inntekt som ikke kan forklares av *alder*, *år* og *utdanning*. I det andre steget regner vi ut varians-kovarians matrisen for  $y_{it}^{res}$  over aldershorisonter. I det tredje steget simulerer vi modellen for mange forskjellige parameter-kombinasjoner og finner den parameterkombinasjonen som genererer en kovarians-

varians matrise som er nærmest mulig matrisen fra dataene. Vi anvender den optimale vektmatrisen ved utregningen og vi estimerer parametere for hvert fødselskull.

De tre stegene ovenfor gir oss et estimat for  $\rho$ ,  $\sigma_p^2$  og  $\sigma_T^2$  for hvert årskull. Hvert årskull dekker derfor forskjellige år i samplet vårt.<sup>39</sup> Figur 4.10 viser resultatene. Vi én trend i parameterne og det er at persistent inntektsrisiko ser ut til å ha økt noe over tid. Utover det virker både persistensen og den transitoriske inntektsrisikoen til å ha vært stabil over tid.

**Figur 4.10** Estimerte verdier for  $\rho$ ,  $\sigma_p^2$  og  $\sigma_T^2$  per fødselskull<sup>1</sup>



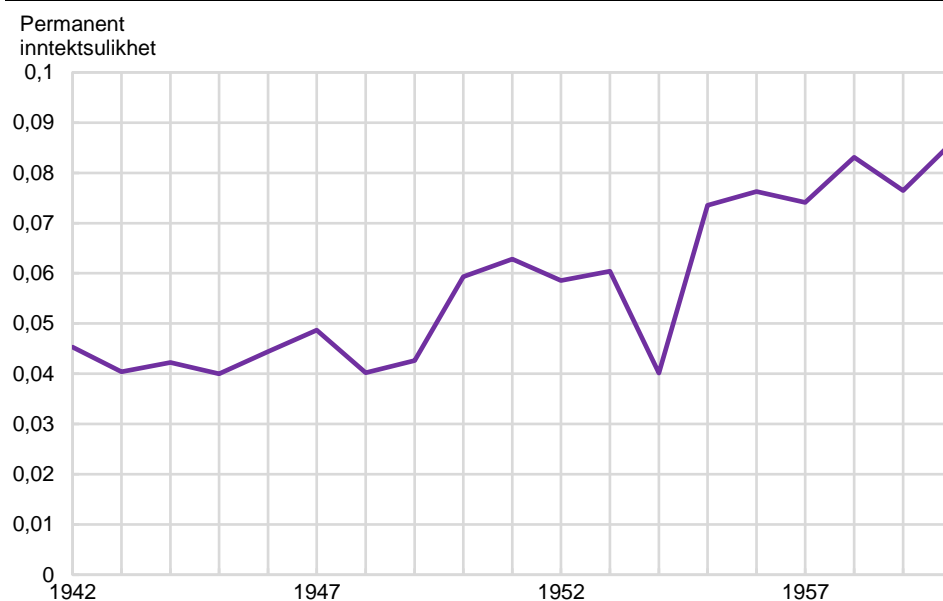
<sup>1</sup>Parameterne er estimert ved simulert momentmetode (SMM) for hvert fødselsår mellom 1942 og 1960 for norske menn mellom 30 og 49 år.  
Kilde: Statistisk sentralbyrå.

### Har permanentinntektsulikhet økt over tid?

Figur 4.10 viser at inntektsrisikoen ser ut til å ha økt noe over tid. En alternativ forklaring til økt inntektsulikhet er en økning i permanent inntektsulikhet. I forbindelse med estimeringen av Figur 4.10 estimerte vi også hvordan permanent inntektsulikhet har utviklet seg.

<sup>39</sup> Årskullet født i 1942 er for eksempel med fra 1972 til 1992, mens årskullet født i 1960 er med fra 1990 til 2010.

**Figur 4.11** Estimerte verdier for  $\sigma_a^2$  per fødselskull<sup>1</sup>



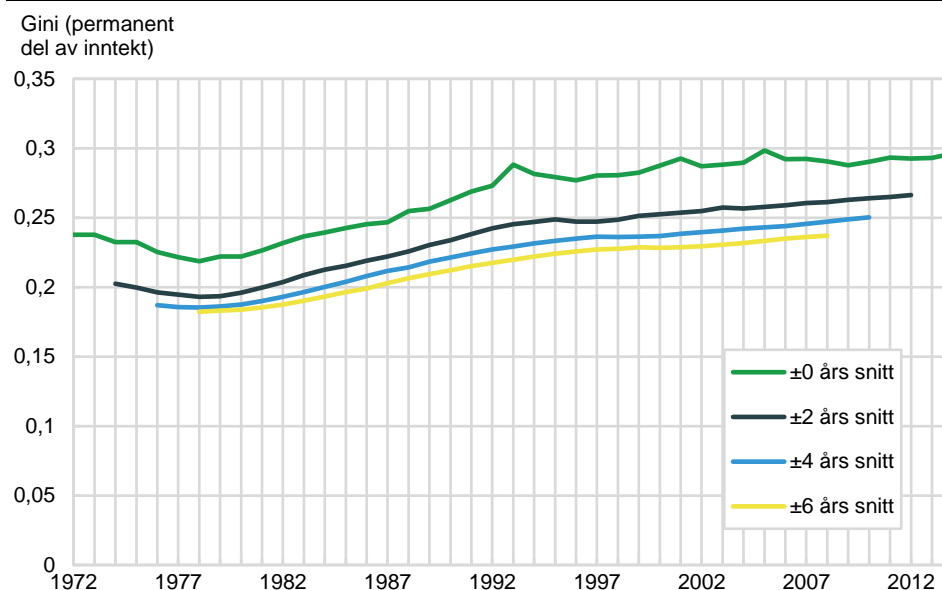
<sup>1</sup>Parameteret er estimert ved simulert momentmetode (SMM) for hvert fødselsår mellom 1942 og 1960 for norske menn mellom 30 og 49 år.  
Kilde: Statistisk sentralbyrå.

Figur 4.11 viser at permanentulikheten har økt over tid. For å undersøke dette nærmere bruker vi også en forenklet versjon av modellen over

$$(4.5) \quad y_{it} = \text{alder}_{it} + \text{år}_t + y_{it}^{res},$$

der vi tillater at også permanente forskjeller i utdanning er inkludert i residualet  $y_{it}^{res}$ , som nå inneholder variasjon i inntekt som ikke kan forklares av alders- og årseffekter. Under antakelsen om at den persistente delen av inntekt følger en AR(1)-prosess, med persistens under 1 vil et gjennomsnitt av  $y_{it}^{res}$  per individ over tilstrekkelig lang tid fange opp den permanente delen av inntekt og ikke midlertidig variasjon.

Figur 4.12 viser Gini-koeffisienten per år for fire mål av permanent inntekt. Den grønne linjen er Gini-koeffisienten for  $y_{it}^{res}$  per år og måler da ulikheten der vi inkluderer også midlertidig variasjon. Ved å ta et snitt over flere år ser vi at ulikheten faller fordi den midlertidige variasjonen blir borte, men samtidig består den økende trenden i ulikhet. Selv når vi tar et symmetrisk 6-års-gjennomsnitt (13 år med observasjoner per gjennomsnitt) av  $y_{it}^{res}$  øker Gini-koeffisienten fra rundt 0,18 i 1979 til 0,24 i 2008. Dette sammenfaller godt med økningen i Gini-koeffisienten i Norge i Figur 4.1. Våre resultater indikerer derfor at ulikheten i den permanente delen av inntekt har økt over tid, og at dette har vært en viktigere driver av økt inntektsulikhet i Norge enn endringer i inntektsrisiko.

**Figur 4.12 Gini-koeffisienter for permanent inntekt<sup>1</sup>**

<sup>1</sup>Permanent inntekt er her representert ved et symmetrisk gjennomsnitt av  $y_{it}^{res}$  fra ligning (4.5).

Kilde: Statistisk sentralbyrå.

#### 4.6. Konsum og permanent inntekt

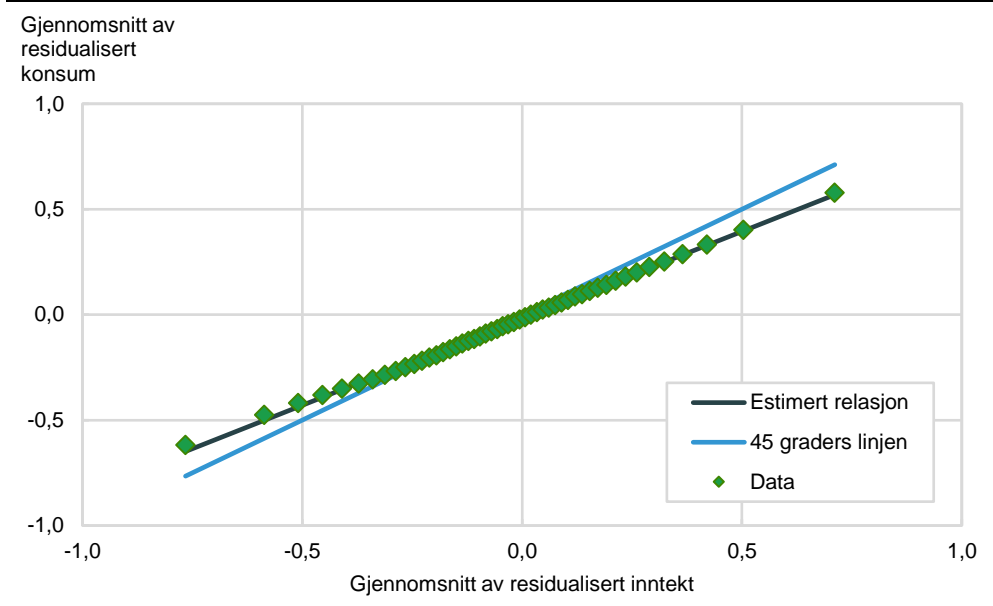
Figur 4.12 viser at permanentinntektsulikheten i Norge har økt. Neste spørsmål blir da hvorvidt dette betyr noe for aggregert etterspørsel. En økning i permanentinntektsulikhet påvirker aggregert etterspørsel hvis spareraten er en stigende funksjon av *permanent* inntekt. For å undersøke om dette er tilfellet, ser vi på en tilsvarende problemstilling: er konsum en konkav funksjon av permanent inntekt? Hvis konsum er en konkav funksjon av permanent inntekt betyr det at individer med høy permanentinntekt også sparer mer som andel av inntekten sin. I så fall vil økt permanentinntektsulikhet redusere aggregert etterspørsel. Straub (2019) finner at konsum er en konkav funksjon av permanent inntekt i USA. Nedenfor bruker vi metodene til Straub (2019) for å teste om konsum er en konkav funksjon av permanent inntekt også i Norge.

I analysen bruker vi data for alle norske husholdninger i perioden 1993-2015. Vårt mål på konsum er imputert konsum per husholdning. Dette innebærer at vi beregner konsum fra budsjettbetingelsen, konsum = inntekt - sparing. I ligningen over er inntekt lik disponibel inntekt og sparing er endringen i nettoformue etter at vi har tatt ut kapitalgevinster. Dette betyr at vårt mål på konsum er all disponibel inntekt som ikke spares. Fagereng og Halvorsen (2017) forklarer konsumimputering i mer detalj.

En viktig ting å merke seg er at imputert konsum er et mål på total konsum og inkluderer varige konsumgoder. Dette betyr at konsumdefinisjonen er forskjellig fra for eksempel Straub (2019) som bruker et mål på ikke-varig konsum fra en forbruksundersøkelse (PSID) i USA. Hvis det er slik at varige konsumgoder er en større andel av total konsum for husholdninger med høy permanentinntekt eller formue så vil vi forvente at vi finner mindre grad av konkavitet i Norge enn det Straub (2019) finner for USA. I tillegg er det slik at siden konsum i vår analyse er målt som inntekt minus sparing så vil målefeil i inntekt også påvirke konsumet. Eventuelle målefeil i inntekt vil medføre at vi overdriver den estimerte korrelasjonen mellom konsum og inntekt, og vil kunne medføre at vi avviser konkavitet selv om det eksisterer i dataene.

For å teste om konsum er en konkav funksjon av permanent inntekt undersøker vi om koeffisienten vi får når vi estimerer logaritmen av konsum på logaritmen til permanent inntekt er lavere enn 1.<sup>40</sup> En koeffisient lavere enn 1 impliserer en konkav sammenheng.

**Figur 4.13 Sammenhengen mellom konsum og permanent inntekt<sup>1</sup>**



<sup>1</sup>Figuren viser logaritmene av konsum og gjennomsnittlig inntekt. Den er konstruert ved å regressere log konsum på års- og aldersfaste effekter og 50 grupper av residualer av log inntekt. Residualene av log inntekt er konstruert ved å regressere log inntekt på års- og aldersfaste effekter, og deretter ta gjennomsnittet av 9 observasjoner (4 år fram og 4 år tilbake).  
Kilde: Statistisk sentralbyrå.

Figur 4.13 viser et mål på konsum langs vertikalaksen mot et mål på permanent inntekt langs horisontalaksen. Figuren er konstruert ved å først lage residualer for logaritmen til konsum for års- og aldersfaste effekter slik vi gjorde for inntekt i ligning (4.5). Deretter tegnes dette mot et 9 års symmetrisk gjennomsnitt av residualen av logaritmen til inntekt (for års- og aldersfaste effekter)  $y_{it}^{res}$ . Variablene vi benytter fanger dermed opp variasjonen i konsum og inntekt som ikke kan forklares av års og aldersfaste effekter. Den svarte linjen viser den estimerte relasjonen, mens den blå linjen viser hvordan den estimerte relasjonen skulle sett ut hvis sammenhengen var lineær (koeffisient lik 1). Resultatet i Figur 4.13 indikerer at sammenhengen er konkav fordi helningen på den estimerte relasjonen er under 1.

Vi kan ta et skritt videre og formelt teste om sammenhengen mellom konsum og permanent inntekt er konkav ved å estimere ligningen

$$(4.6) \quad \ln C_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln Y_{it} + \tau_t + \alpha_a + \varepsilon_{it},$$

der  $\ln C_{it}$  er residualene av logaritmen til konsum,  $\ln Y_{it}$  er residualene av logaritmen til permanent inntekt,  $\tau_t$  er tidsfaste effekter,  $\alpha_a$  er aldersfaste effekter og  $\varepsilon_{it}$  er et feilledd.<sup>41</sup>

<sup>40</sup> Idéen bak metoden er å tenke seg at konsum er en funksjon av permanent inntekt på følgende måte:  $c = ky^\gamma$ , der  $k$  og  $\gamma$  er parametere. Hvis  $\gamma \leq 1$  er konsum en konkav funksjon av permanent inntekt. Ved å ta logaritmen til ligningen ( $\ln c = \ln k + \gamma \ln y$ ) ser man at det er ekvivalent med å teste om en regresjon av logaritmen til konsum på logaritmen til permanent inntekt gir en koeffisient  $\leq 1$ .

<sup>41</sup> En annen måte å teste om det er en konkav sammenheng mellom konsum og permanent inntekt er å benytte variablene på nivå og estimere en kvadratisk ligning. Da vil en negativ koeffisient på kvadrert permanent inntekt indikere en konkav sammenheng. Vi har benyttet denne tilnærmingen med permanent inntekt målt med opp til 9 års symmetriske gjennomsnitt, og ingen av de spesifikasjonene gir en statistisk signifikant negativ verdi for koeffisienten på kvadrert permanent inntekt.

Tabell 4.1 presenterer OLS-estimatene av ligning (4.6) for forskjellige mål på permanent inntekt. I kolonne (1) bruker vi kun residualisert inntekt i det nåværende året, i kolonne (2) bruker vi et tre års symmetrisk gjennomsnitt, i kolonne (3) bruker vi et 5 års symmetrisk snitt, osv. Tabell 4.1 indikerer at det er en konkav sammenheng mellom konsum og permanent inntekt. Koeffisienten er imidlertid økende i antall år som benyttes til å beregne permanent inntekt, noe som tyder på at et bedre mål på permanent inntekt gir oss en mindre konkav sammenheng. Allikevel er koeffisientene alltid lavere og signifikant forskjellige fra 1. Koeffisientene i Tabell 4.1 er derimot nærmere 1 enn Straub (2019) finner i amerikanske data.<sup>42</sup>

**Tabell 4.1 OLS-regresjoner<sup>1</sup>**

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Log inntekt	0,755 (0,0004)	0,836 (0,0004)	0,877 (0,0004)	0,904 (0,0005)	0,921 (0,0006)
Årsfaste effekter	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja
Aldersfaste effekter	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja
Observasjoner	36 793 415	18 744 848	10 493 577	6 012 545	3 464 357
R <sup>2</sup>	0,549	0,697	0,731	0,747	0,755

<sup>1</sup>Tabellen viser resultatene av OLS-regresjoner med forskjellige mål på permanent inntekt. I kolonne (1) er log inntekt lik log inntekt i dag (residual), i kolonne (2) er log inntekt lik et symmetrisk gjennomsnittet av ett år før og ett år etter, osv. Standardfeilene, markert i parentes, er justert for heteroskedastisitet og gruppert på husholdningsnivå.

Kilde: Statistisk sentralbyrå.

Straub (2019) viser at OLS-estimatoren ikke er forventningsrett på grunn av et konsumglattings-bias. Intuisjonen er at siden den marginale konsumresponsen er lavere for et midlertidig inntektssjokk enn et permanent inntektssjokk og ethvert mål på permanent inntekt delvis inkluderer midlertidige inntektssjokk, vil OLS-regresjonene systematisk underestimere koeffisienten. Resultatene i Tabell 4.1 gir en indikasjon på at dette problemet kan være viktig fordi et bedre mål på permanent inntekt gir høyere koeffisienter. Straub (2019) viser at under forutsetningen om at persistent inntekt følger en AR(1)-prosess, kan man instrumentere inntekt med kvasi-endringen i framtidig inntekt  $Z_{i,t+\tau} = y_{i,t+\tau} - \rho y_{i,t+\tau-1}$  der  $\rho$  er persistensen til den persistente inntektskomponenten. Ideen er at siden framtidig inntekt er ukjent på tidspunkt  $t$ , må enhver form for korrelasjon mellom framtidig inntekt og dagens inntekt skyldes enten den persistente eller den permanente inntektskomponenten. Etter at vi har differensiert ut den persistente komponenten er det dermed kun den permanente inntektskomponenten som gjenstår.

**Tabell 4.2 IV-regresjoner<sup>1</sup>**

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	$\rho = 0,92$	$\rho = 0,93$	$\rho = 0,94$	$\rho = 0,95$	$\rho = 0,96$
Log inntekt	1,031 (0,0017)	1,063 (0,0021)	1,106 (0,0028)	1,156 (0,0040)	1,075 (0,0053)
Årsfaste effekter	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja
Aldersfaste effekter	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja
Observasjoner	6 012 545	6 012 545	6 012 545	6 012 545	6 012 545
R <sup>2</sup>	0,68	0,67	0,66	0,64	0,67

<sup>1</sup>Tabellen viser resultatene av IV-regresjoner med forskjellige antakelser om persistens i inntektsprosessen. Standardfeilene, markert i parentes, er justert for heteroskedastisitet og gruppert på husholdningsnivå.

Kilde: Statistisk sentralbyrå.

Tabell 4.2 viser estimeringer av ligning (4.6) der vi bruker kvasi-differansen av framtidig inntekt for å instrumentere for permanentinntekt. Hver kolonne representerer en antakelse om persistensen til den persistente komponenten av

<sup>42</sup> En grunn til at koeffisienten er høyere i Norge er at vi bruker imputert konsum. Det betyr at konsum er definert som all inntekt som ikke blir spart. Straub (2019) bruker i stedet et mål på konsum fra en undersøkelse. Hvis individer i undersøkelsen systematisk underestimerer enkelte konsumkomponenter (for eksempel varige konsumgoder) og disse komponentene i større grad konsumeres av relativt rike husholdninger vil resultatene føre til en «for konkav» estimert konsumligning.



inntekt. Denne ble estimert til å være rundt 0,94 i Figur 4.10, men vi presenterer også resultater for andre verdier rundt 0,94. Resultatene gir lite støtte til at konsum er en konkav funksjon av permanent inntekt siden koeffisientene er rundt 1, og om noe er de over 1 heller enn under.<sup>43</sup> Vi kan dermed *ikke* utelukke at konsum er en *lineær* funksjon av permanent inntekt.<sup>44</sup> Selv om det har vært en økning i permanentinntektsulikhet, indikerer resultatene våre at dette ikke påvirker aggregert etterspørsel i stor grad fordi vi ikke finner støtte for at spareraten øker systematisk med permanent inntekt.<sup>45</sup>

#### 4.7. Effekten av inntektsulikhet på aggregert etterspørsel

Avsnitt 4.1 viste at det har vært en viss økning i inntektsulikhet i Norge de siste tiårene som målt i de offisielle tallene fra Statistisk sentralbyrå. I tillegg ble det påpekt i avsnitt 4.4 at de offisielle tallene undervurderer inntektsulikheten siden de ikke måler urealisert kapitalinntekt. Deretter ble det i avsnitt 4.5 estimert en inntektsprosess med både endringer i inntektsrisiko og i permanent inntekt som mulige drivere av økt inntektsulikhet. Analysen i avsnitt 4.6 gir så et grunnlag for visse modellvalg som må tas når vi i dette avsnittet analyserer effekten økt inntektsulikhet kan ha på aggregert etterspørsel i en økonomisk modell.

##### 4.7.1 Modellen

Modellen vi benytter er hentet fra Fagereng mfl. (2019). Modellen er en livsløpsmodell hvor husholdningenes inntekt gjennom arbeidslivet er usikker og følger en prosess lik den som ble estimert i avsnitt 4.5. Inntektsulikhet kan oppstå enten fordi det er permanente forskjeller mellom husholdningenes inntektsprosesser, eller fordi husholdningene opplever forskjellige sjokk i sin inntekt i løpet av arbeidslivet (eller begge deler). Endringer i inntektsprosessen over tid kan dermed føre til økt inntektsulikhet. Som diskutert tidligere vil vi fokusere på endringer i inntektsrisiko eller i permanent inntektsulikhet. En eventuell effekt på aggregert etterspørsel oppstår hvis husholdningene endrer sine konsum- og sparebeslutninger. I modellen sparer husholdningene for å glatte eget konsum og for å kunne etterlate en arv.

Alle husholdningene har en livsløpsprofil i inntekten som i periode  $t$  er gitt av  $w_t$ . Denne er lik for alle, men samlet inntekt for husholdning  $i$  gis av  $w_t Y_{it}$  hvor  $\ln Y_{it} = y_{it}$  følger inntektsprosessen beskrevet i ligningene (4.1) til (4.3). Husholdningene kan benytte inntekten til konsum  $c_{it}$  eller spare i likvide og illikvide eiendeler. Beholdningen av likvide eiendeler gis av  $b_{it}$ , og denne kan justeres fra periode til periode uten kostnader. Likvide eiendeler gir imidlertid ingen avkastning. Beholdningen av illikvide eiendeler gis av  $a_{it}$  og beholdningen gir en avkastning som bestemmes av  $r_t$  i hver periode. Dersom en husholdning velger å endre beholdningen av illikvide eiendeler med en mengde  $d_{it} \neq 0$  må det samtidig betales en justeringskostnad  $\kappa$ . Følgende beskrankninger gjelder dermed for bruk av inntekten:

<sup>43</sup> Vi har også estimert denne ligningen på forskjellige delintervaller. Med to intervaller avviker ikke estimatene for noen av intervallene mye fra estimatene i Tabell 4.2. Med flere intervaller får vi i noen spesifikasjoner koeffisienter som er lavere enn 1. Dette kan indikere en konkav sammenheng mellom permanent inntekt og konsum, men disse resultatene er ikke robuste og avhenger av antall intervaller som benyttes.

<sup>44</sup> Som beskrevet ovenfor, så er konsum definert som inntekt som ikke blir spart. Det betyr at eventuelle målefeil i inntekt påvirker konsumet direkte og kan medføre at vi avviser konkavitet. Allikevel kan vi ikke konkludere med at en økning i permanentinntektsulikhet har store effekter på sparing eller konsum.

<sup>45</sup> Merk at verken målet på inntekt eller imputert konsum inkluderer boligkonsum. Dersom dette inkluderes ville konsumfunksjonen bli mindre konkav, fordi «rikere» husholdninger har en tendens til å eie mer bolig. Forholdet  $c/y$  ville dermed øke for alle huseiere, men det ville øke mest for de med mye bolig. Den estimerte relasjonen ville dermed bli mindre konkav.

$$(4.7) \quad b_{it} = b_{i,t-1} + r_t a_{i,t-1} + w_t Y_{it} - d_{it} - \kappa I_{d_{it} \neq 0} - c_{it},$$

$$(4.8) \quad a_{it} = a_{i,t-1} + d_{it},$$

$$(4.9) \quad a_{it} \geq 0, \quad b_{it} \geq 0.$$

Gitt beskrankningene, tar husholdningene sine beslutninger rundt bruk av inntekten for å maksimere følgende nyttefunksjon:

$$(4.10) \quad \max_{\{c_{it}\}_{t=0}^T} \sum_{t=0}^T \beta^t \frac{c_{it}^{1-\gamma}}{1-\gamma} + \beta^T \varphi_0 \frac{(a_{iT} + b_{iT})^{1-\varphi_1}}{1-\varphi_1}$$

Parameterne i denne nyttefunksjonen er en diskonteringsfaktor  $\beta$  og en krumningsparameter  $\gamma$  som bestemmer marginalnyttens av å øke eget konsum. I tillegg får husholdningene nytte fra å etterlate arv i form av likvide og illikvide eiendeler ved slutten av livet. Krumningsparameteren  $\varphi_1$  påvirker forholdet mellom marginalnyttens av å spare til eget konsum eller til arv, og  $\varphi_0$  avgjør vekten mellom arvemotivet og nytten fra eget konsum.

#### 4.7.2 Kalibrering

I kalibreringen av modellen tar vi utgangspunkt i den estimerte inntektsprosessen fra avsnitt 4.5, men vi justerer de estimerte parameterne for å få resultater som også er konsistente med den målte inntektsulikheten i Norge som diskuteres i avsnitt 4.1. Det vil si at persistensen til det persistente inntektssjokket settes til  $\rho = 0,94$ . Vi tar utgangspunkt i en økonomi hvor  $\sigma_\alpha = 0$ , som betyr at det ikke er noen spredning i den permanente inntektskomponenten. Senere vil vi vurdere en slik spredning som en mulig kilde til økt inntektsulikhet. Med de estimerte verdiene for  $\sigma_T$  og  $\sigma_P$  genereres det mer inntektsulikhet i modellen enn i norske inntektsdata for 1986. Derfor skalerer vi ned disse parameterne slik at utgangspunktet også er en økonomi hvor Gini-koeffisienten for inntekt er på 0,21.<sup>46</sup> Utgangspunktet er dermed  $\sigma_T = 0,047$  og  $\sigma_P = 0.0125$ .

Preferanseparameterne settes for å gi en gjennomsnittlig utvikling i husholdningenes formue over livsløpet som er tilnærmet lik den vi ser i norske data. Utviklingen i relativ formue i dataene vises i den prikkete linjen i panelet for formue i Figur 4.14. Målet for formue som benyttes i denne sammenheng er nettoformue og er hentet fra Fagereng mfl. (2019). Disse tallene inkluderer estimert boligformue.<sup>47</sup> Utgangspunktet er en økonomi hvor vi pålegger restriksjonen at  $\gamma = \varphi_1$ . Med samme krumningsparameter i nytten fra eget konsum og nytten fra etterlatt arv, har husholdningene homotetiske preferanser. Analysen i avsnitt 4.5 fant ikke støtte for at konsum er en konkav funksjon av permanent inntekt i Norge, og det er dermed ikke støtte for å benytte preferanser med et sterkt avvik fra homotetisitet. Vi vil likevel vurdere effekten av å introdusere ikke-homotetiske preferanser i modellen ved å sette  $\varphi_1 < \gamma$ . Dermed kan vi vurdere i hvilken grad dette påvirker konklusjonene om sammenhengen mellom inntektsulikhet og aggregert etterspørsel.

<sup>46</sup> I avsnitt 4.5 estimerte vi en inntektsprosess med data for inntekt før skatt kun for norske menn. Tallene for Gini-koeffisienten i Figur 4.1 gjelder inntekt etter skatt på husholdningsnivå hvor husholdningers størrelse justeres med en ekvivalensskala. De tallene fanger derfor opp en viss grad av omfordeling av inntekt internt i husholdninger og fra skattesystemet, noe som reduserer ulikheten.

<sup>47</sup> Boligformuetallene er estimert ved maskinlæringsmetoder på transaksjonsdata som beskrevet i Fagereng, Holm og Torstensen (2019).

Resultatet av kalibreringen av preferanseparameterne er at vi setter  $\beta = 0,97$  og  $\gamma = 3$ . Disse verdiene avviker lite fra de verdiene som ofte benyttes i makro-økonomiske modeller. I tillegg setter vi  $\varphi_0 = 50$ . Denne vekten på arvemotivet i nyttefunksjonen gir en relativt flat utvikling i formuen mot slutten av livet. Dette motvirker det kraftige fallet i formue man typisk får i livsløpsmodeller med en endelig tidshorisont som ikke tilsvarer utviklingen vi ser i data. Til slutt settes avkastningen på illikvide eiendeler til  $r_t = 0,04$ . Bolig er den viktigste formen for illikvide eiendeler, og 4 prosent representerer en gjennomsnittlig avkastning på bolig i Norge i perioden fra 1950 til 2015. Kostnaden ved å justere den illikvide delen av porteføljen settes til  $\kappa = 0,05$ . Dette betyr at slike kostnader, som representerer alle kostnader forbundet med transaksjoner i boligmarkedet (for eksempel meglerkostnader, omsetningsavgift og flyttekostnader), utgjør om lag 7 prosent av gjennomsnittsinntekten for en 40-åring.

### 4.7.3 Resultater

Med den kalibrerte modellen gjennomfører vi et sett med øvelser for å kvantifisere i hvilken grad endringer i inntektsprosessen som fører til økt inntektsulikhet påvirker aggregert etterspørsel i økonomien. Vi gjennomfører disse øvelsene med den opprinnelige kalibreringen av preferanseparameterne med  $\varphi_1 = \gamma = 3$ , men også med en versjon hvor vi beholder  $\gamma = 3$  og setter  $\varphi_1 = 2$ . Denne forskjellen gjør at preferansene ikke lenger er homotetiske og endrer spareadferden til rikere, eldre husholdninger siden det påvirker marginalnyttens av en høyere arv i forhold til høyere eget konsum. Dette er likevel ikke et stort avvik fra homotetiske preferanser siden vi ikke fant støtte for det i analysen i avsnitt 4.6. Likevel inkluderer vi disse resultatene for å illustrere hvordan valg av preferanseparameterne påvirker konklusjonene.

I alle øvelsene som presenteres i Tabell 4.3 har vi innført en endring i inntektsprosessen og latt denne endringen påvirke økonomien i 25 år. Der nest sammenligner vi aggregert konsum i den nye økonomien med utgangspunktet. Endringene i inntektsprosessen innebærer enten en endring i inntektsrisiko via endringer i  $\sigma_p^2$  og  $\sigma_T^2$ , eller en endring i fordelingen av den permanente inntektskomponenten ved en endring i  $\sigma_\alpha^2$ .

Det første settet med resultater i kolonnene (1)-(3) viser resultater fra simuleringer hvor de tre parameterne er endret hver for seg for å gi en Gini-koeffisient på om lag 0,26. Dette tilsvarer den økningen i inntektsulikhet vi ser i de offisielle tallene fra Statistisk sentralbyrå. Det neste settet med resultater i kolonnene (4)-(6) viser også resultater fra simuleringer hvor kun én parameter er endret, men i disse kolonnene er endringene større. Diskusjonen i avsnitt 4.4 indikerte at de offisielle tallene fra Statistisk sentralbyrå undervurderer økningen i inntektsulikheten, så målet i disse øvelsene er i stedet en Gini-koeffisient på om lag 0,30. Til slutt, i kolonne (7), gjør vi de tre endringene fra kolonnene (1)-(3) i samme simulering. Resultatet er da en Gini-koeffisient på 0,33 som er litt høyere enn tallet for 2007 som det vises til i Finansdepartementet (2019).

**Tabell 4.3 Resultater fra modellen**

Utgangspunkt ( $\varphi_1 = \gamma = 3$ ) – Gini-koeffisient = 0,21							
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	$2 * \sigma_p^2$	$4 * \sigma_T^2$	$\sigma_\alpha^2 = 0,07$	$3 * \sigma_p^2$	$7 * \sigma_T^2$	$\sigma_\alpha^2 = 0,15$	(1)+(2)+(3)
Gini-koeffisient	0,26	0,26	0,25	0,30	0,30	0,29	0,33
$\Delta C$ (%)	-0,17	-1,05	-0,47	-0,26	-2,04	-1,08	-1,55
Sterkere arvemotiv ( $\varphi_1 = 2$ ) – Gini-koeffisient = 0,21							
Gini-koeffisient	0,26	0,27	0,25	0,30	0,30	0,29	0,33
$\Delta C$ (%)	-0,45	-1,18	-0,60	-0,77	-2,23	-1,33	-2,08

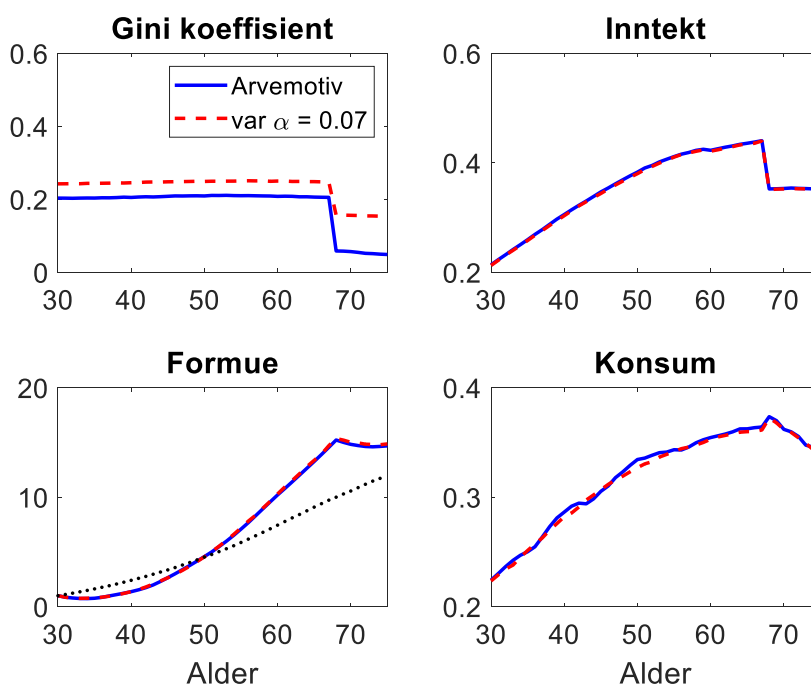
Kilde: Statistisk sentralbyrå.

Tabell 4.3 viser resultatene for de endringene vi har gjort i inntektsprosessen for to versjoner av økonomien. I det øverste panelet av tabellen er modellen i utgangspunktet kalibrert med de parameterne som er diskutert i avsnitt 4.7.2. I det nederste panelet har vi i stedet satt  $\varphi_1 = 2$ . Dette gir en modell med ikke-homotetiske preferanser slik at vi kan illustrere viktigheten av dette modellvalget. Det bør imidlertid påpekes at dette valget ikke gir et veldig stort avvik fra homotetiske preferanser, men det fant vi uansett ikke støtte for i avsnitt 4.6.

Et resultat som kommer fram i Tabell 4.3, er at en økning i inntektsulikheten som skyldes en økt spredning i den permanente inntektskomponenten  $\alpha$  (kolonne (3) og (6)), ikke fører til et stort fall i aggregert konsum. Dette skyldes at uten en sterkere grad av ikke-homotetisitet i preferansene, vil ikke husholdningene endre adferd i særlig grad. I Figur 4.14 vises resultatene for øvelsen i kolonne (3), nederste panel fra Tabell 4.3, i fire paneller. Det første panelet viser Gini-koeffisienter for inntekt i hver aldersgruppe. Når spredningen i permanent inntekt introduseres i modellen øker inntektsulikheten. Resultatet er en Gini-koeffisient på samlet inntekt i modellen på 0,25.

Det andre panelet viser at endringen vi gjør kun påvirker spredningen i inntektene. Gjennomsnittlig inntekt er så godt som uforandret.<sup>48</sup> Det tredje panelet viser utviklingen i relativ formue i data og i modellen før og etter endringen i den permanente inntektskomponenten. Økt inntektsulikhet som følger av spredning i permanent inntekt fører ikke til noen stor endring i spareadferd i noen faser av livet i denne modellen. Dermed viser det siste panelet at det heller ikke er noen betydelig endring i konsumet.

Figur 4.14 Spredning i permanent inntekt i en modell med  $\varphi_1 < \gamma$



Kilde: Statistisk sentralbyrå.

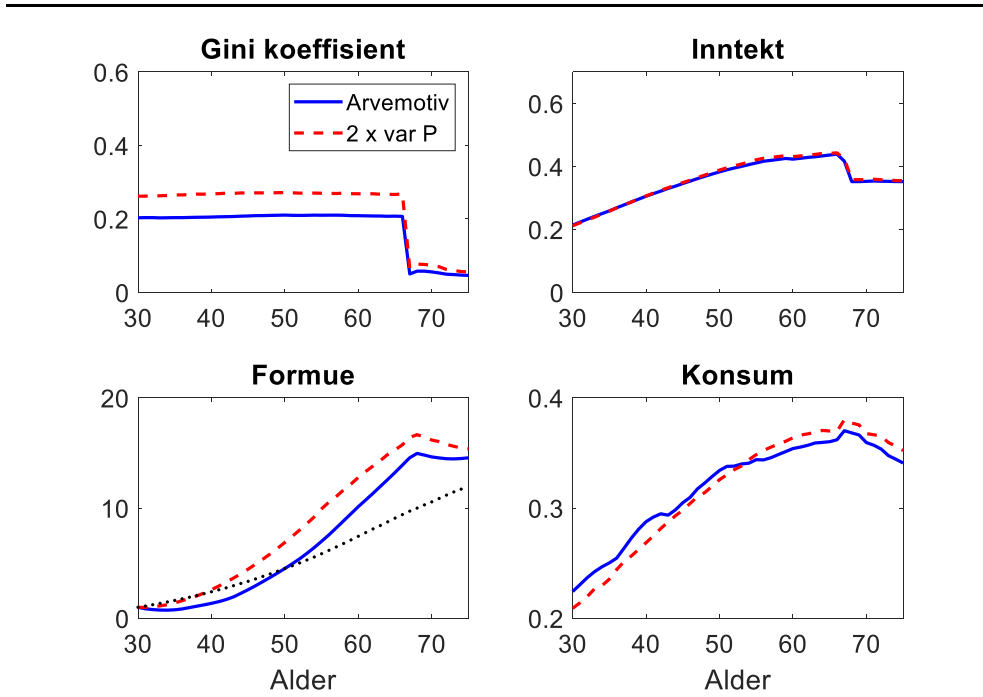
Økt inntektsulikhet som skyldes en endring i inntektsrisiko har imidlertid en annen effekt på økonomien enn en økning som skyldes en endring i permanent inntekt.

<sup>48</sup> I alle øvelsene vi presenterer fra modellen sørger vi for at gjennomsnittlig inntekt er uforandret når spredningen i en eller flere inntektskomponenter endres. Dette gjør vi ved å justere gjennomsnittet i den relevante normalfordelingen slik at gjennomsnittet i den log-normale inntektsfordelingen forblir uforandret. Små endringer i gjennomsnittlig inntekt for visse aldersgrupper kan likevel oppstå hvis spareadferden, og dermed avkastningen på formue, er annerledes.

Figur 4.15 viser resultatene for øvelsene i kolonne (1), nederste panel, fra Tabell 4.3. Endringen som da er gjort i modellen er å doble variansen i det persistente sjokket ( $\sigma_P^2$ ). Det første panelet viser at dette øker inntektsulikheten for de som er i arbeid. Resultatet er en Gini-koeffisient på samlet inntekt i modellen på 0,26, og det andre panelet viser igjen at gjennomsnittlig inntekt er upåvirket.

Det tredje panelet i Figur 4.15 viser imidlertid en ganske annen respons i husholdningenes spareadferd enn i det tredje panelet i Figur 4.14. Med økt inntektsrisiko responderer husholdningene ved å spare mer. I det fjerde panelet ser vi at yngre husholdninger sparer mer ved å kutte konsumet. For disse husholdningene får vi dermed effekten at økt inntektsulikhet fører til redusert aggregert etterspørsel. Etter hvert som husholdningene blir eldre og har akkumulert en større formue får vi derimot en motvirkende effekt. I modellen med høyere inntektsrisiko vil eldre husholdninger, som tidligere kuttet konsum for å spare, ende opp med høyere konsum mot slutten av livet enn i modellen med mindre inntektsrisiko. I en økonomi befolket av både yngre og eldre husholdninger som begge har blitt påvirket av økningen i inntektsrisiko vil det dermed være en motsvarende økning i etterspørsel fra eldre husholdninger som motsvarer fallet fra de yngre. Resultatet blir imidlertid kun et fall i aggregert konsum på 0,45 prosent som følger av aggregeringen av et betydelig fall i konsum blant yngre husholdninger og en økning i konsumet blant eldre husholdninger.

Figur 4.15 Økt inntektsrisiko i en modell med  $\phi_1 < \gamma$



Kilde: Statistisk sentralbyrå.

Resultatene i Tabell 4.3 viser at det er endringene i inntektsrisiko via en høyere varians i det transitoriske sjokket som gir størst effekt på aggregert konsum. Effekten blir også større når endringen sikter mot en større endring i Gini-koeffisienten for samlede inntekter i modellen. De offisielle målene på inntektsulikhet inkluderer ikke urealisert kapitalinntekt i inntektsmålet, og dette tyder på at de undervurderer målingen av ulikhet. Derfor baserer vi oss på resultatene fra øvelsene som gir en høyere Gini-koeffisient enn den som måles i de offisielle tallene. Analysen ovenfor illustrerer at det ikke er urealistisk at en videre økning i ulikhet tilsvarende økningen vi har sett fra 1986 til 2017 vil kunne senke aggregert konsum med om lag 2 prosent. I denne modellen er imidlertid effekten sterkest dersom kilden til økt inntektsulikhet er økt inntektsrisiko. I avsnitt 4.5 kom

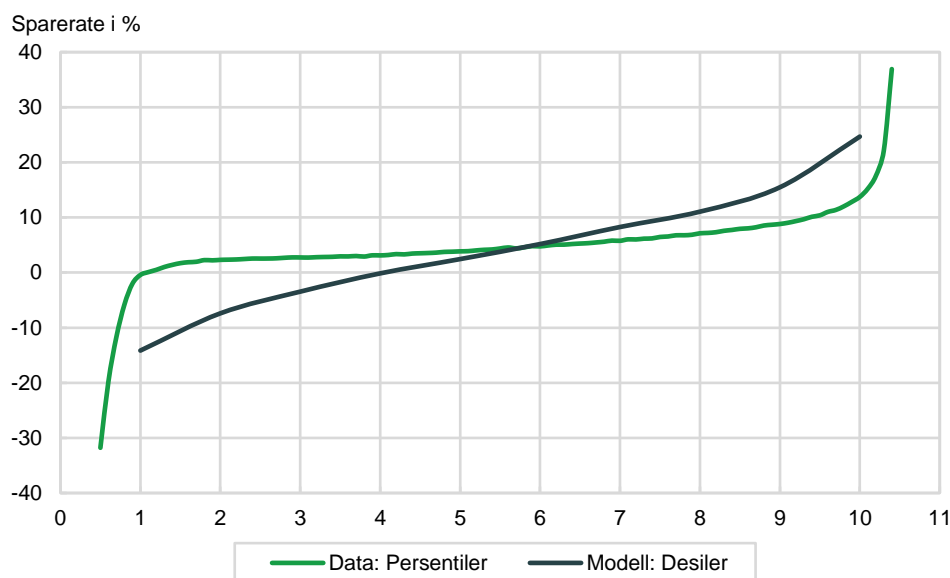
vi fram til at den historiske økningen i inntektsulikhet vi har sett i Norge de siste tiårene i størst grad var drevet av økt spredning i permanent inntekt. Resultatene i avsnitt 4.6 indikerer at det er modellen med homotetiske preferanser i det øverste panelet i Tabell 4.3 som bør benyttes for å vurdere effekten av dette. Dermed kan den historiske utviklingen i ulikhet ha redusert aggregert etterspørsel med om lag 1 prosent.

#### 4.7.3 Spareraten som en funksjon av inntekt i modellen

Vi avslutter dette kapitlet ved å se på spareraten som en funksjon av forskjellige inntektsbegreper i modellen vi har analysert i avsnitt 4.7. For å gjøre det fokuserer vi på modellen med parametere fra nedre halvdel av Tabell 4.3, hvor  $\varphi_1 = 2$ , og kolonne (6), hvor  $\sigma_\alpha^2 = 0,15$ . Dette er altså i en versjon av modellen hvor husholdningene har et sterkere arvemotiv og det er en betydelig spredning i fordelingen av den permanente inntektskomponenten.

Figur 4.16 viser sammenhengen mellom spareraten og disponibel inntekt både i modellen og i norske data slik som i Figur 4.9. I modellen viser vi spareraten som en funksjon av inntektsdesiler i stedet for persentiler for å glatte ut støy som følger av tilnærmingen vi gjør når vi løser modellen.<sup>49</sup> Figuren viser at spareraten som en funksjon av inntekt i modellen har visse trekk som vi også ser i dataene. For de laveste inntektene er den negativ, mens den øker kraftig for de høyeste inntektene. Imidlertid skiller denne sammenhengen i modellen seg fra dataene ved at spareraten ikke bare er negativ for de aller laveste inntektene.

**Figur 4.16 Spareraten som en funksjon av realisert inntekt**



Kilde: Statistisk sentralbyrå.

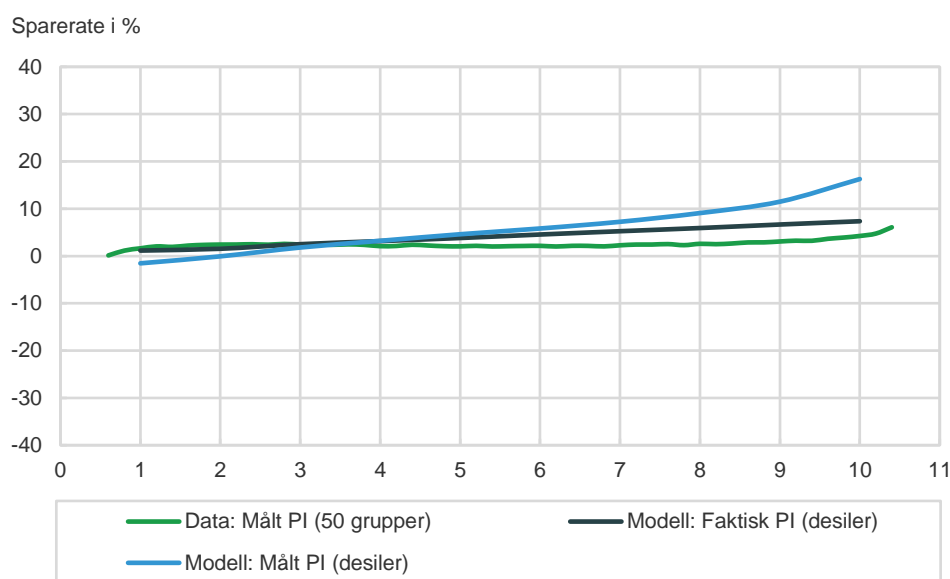
Figur 4.16 viser sammenhengen mellom spareraten og realisert inntekt, men fokuset i avsnitt 4.6 er på sammenhengen mellom spareraten og permanent inntekt. I modellen har vi den fordel at vi vet nøyaktig hva den permanente inntektskomponenten er for hver husholdning. Derfor kan vi vise den riktige sammenhengen mellom spareraten og permanent inntekt i den svarte linjen i Figur 4.17. Som vi så i Figur 4.14, ga ikke introduksjonen av spredning i den permanente inntektskomponenten noen stor effekt på aggregert konsum siden det kun er et svakt avvik fra homotetiske preferanser i modellen. Den svarte linjen i Figur 4.17

<sup>49</sup> Et skritt i løsningsmetoden er å velge et antall punkter i tilnærmingen til valget av både likvide og illikvide eiendeler og i tilnærmingen til fordelingen av den permanente inntektskomponenten. Alternativt kunne vi redusert støy ved å øke antall punkter, men det ville føre til en betydelig økning i tiden det tar å løse modellen.

viser at spareraten ikke varierer mye med permanent inntekt i modellen i forhold til hvor mye den varierer med realisert inntekt både i modellen og i data.

I analysen av data i avsnitt 4.6, hadde vi imidlertid ikke et nøyaktig mål på permanent inntekt. Derfor benyttet vi et symmetrisk gjennomsnitt av inntekt residualisert for års- og aldersfaste effekter. I Figur 4.13 og i kolonne (5) i Tabell 4.1 benyttet vi et 9 års symmetrisk gjennomsnitt. Den grønne linjen i Figur 4.17 viser sammenhengen i data mellom spareraten og dette målet på permanent inntekt for de samme 50 gruppene som i Figur 4.13. Den blå linjen i Figur 4.17 viser denne sammenhengen i simulerte data fra modellen hvor permanent inntekt er målt på samme måte som i data. Tallene fra modellen er en funksjon av permanentinntektsdesiler i stedet for 50 grupper fordi vi i modellen kun har ti punkter i tilnærmingen til fordelingen av den permanente inntektskomponenten.<sup>50</sup>

**Figur 4.17 Spareraten som en funksjon av permanent inntekt<sup>1</sup>**



<sup>1</sup>«Målt PI» = Permanent inntekt målt med et 9-års symmetrisk gjennomsnitt. «Faktisk PI» = Den permanente inntektskomponenten  $\alpha$  i modellen.  
Kilde: Statistisk sentralbyrå.

Figur 4.17 viser at sammenhengen mellom spareraten og den målte permanente inntekten er positiv i dataene. Spareraten øker imidlertid ikke på langt nær så mye som en funksjon av permanent inntekt som den gjør som en funksjon av realisert inntekt (se Figur 4.16). I tillegg ser vi at å måle permanent inntekt med et symmetrisk gjennomsnitt i simulerte data indikerer en sterkere positiv sammenheng mellom spareraten og permanent inntekt enn det som faktisk er tilfellet i modellen.

Effekten av å måle permanent inntekt på denne måten ser vi også i regresjoner av konsum på permanent inntekt. En gjentakelse av regresjon (4.6) med simulerte data fra modellen gir en koeffisient på 0,871 når vi baserer målet på permanent inntekt på et 5 års symmetrisk gjennomsnitt og en koeffisient på 0,890 når vi bruker et 9 års symmetrisk gjennomsnitt. De tilsvarende tallene i Tabell 4.1 er koeffisientene i kolonne (3) på 0,877 og i kolonne (5) på 0,921. Både i data og i modellen gir altså et slikt mål på permanent inntekt en koeffisient som er betydelig lavere enn 1. Når vi benytter den faktiske permanente inntektskomponenten i modellen i den samme regresjonen, får vi imidlertid en koeffisient på 0,983. Dette understreker at sammenhengen mellom konsum og permanent inntekt i modellen er så godt som lineær, men et feil mål på permanent inntekt kan gi et annet inntrykk.

<sup>50</sup> Som nevnt i forrige fotnote, vil en økning i antall punkter øke tiden det tar å løse modellen.

Resultatene i avsnitt 4.5 indikerer at det er en økning i permanent inntektsulikhet som har drevet økningen i ulikhet i Norge de siste tiårene. Effekten av dette på aggregert konsum vil derfor avhenge av om adferden til de med høy permanent inntekt er veldig annerledes enn for de med lav permanent inntekt. Den gruppen med høyest permanent inntekt av de 50 gruppene vi har sortert inn i, det vil si de rikeste to prosent målt med permanent inntekt, har en sparerate på 6,1.<sup>51</sup> Til sammenlikning er gjennomsnittet for de 25 gruppene med lavest permanent inntekt en sparerate på 2,1. Den rikeste gruppen har dermed en annen adferd, men forskjellen mellom dem og de andre er ikke på langt nær så stor som sorteringen på realisert inntekt i Figur 4.16 indikerer.

Som Figur 4.17 viser, har den rikeste desilen i modellen også en høyere sparerate enn den laveste. Forskjellene i sparerater blir imidlertid ikke så store når vi sorterer på permanent inntekt. Når vi kombinerer dette med at økningen i ulikhet i Norge, som legges til grunn i våre modellsimuleringer, ikke har vært dramatisk, indikerer resultatene i dette avsnittet dermed at en endring i permanent inntektsulikhet ikke vil ha store effekter på aggregert konsum. Derfor fokuserer vi på effektene vi fikk fra økt inntektsrisiko i avsnitt 4.7.2. I det neste kapittelet, avsnitt 5.4, simulerer vi derfor ved hjelp av den makroøkonomiske modellen KVARTS hvordan en nedgang i aggregert konsum på 2 prosent som følge av potensielt økt ulikhet framover, vil kunne påvirke norsk økonomi.

---

<sup>51</sup> Dette gjelder når permanent inntekt er målt som et 9 års symmetrisk gjennomsnitt. Som vist i Figur 4.17, kan denne målemetoden overdrive sammenhengen mellom målt permanent inntekt og spareraten.



## 5. Virkningsberegninger

I dette kapittelet gjennomføres ulike virkningsberegninger for å kaste lys over hvordan økt ulikhet, fallende lønnsandel og økt markedsrett kan påvirke norsk økonomi. I avsnitt 5.1 gis en stilisert beskrivelse av KVARTS, den makro-økonomiske modellen som benyttes for å gjennomføre virkningsberegningene. I avsnitt 5.2 analyseres effekter på norsk økonomi av økte marginer i varehandelen mens et scenario med økt markedsrett overfor underleverandører analyseres i avsnitt 5.3. I avsnitt 5.4 analyseres effekter på norsk økonomi som følge av lavere konsum og i avsnitt 5.5 gjennomføres det en kontrafaktisk beregning som illustrerer virkningen av rentefallet på norsk økonomi i perioden 2011-2018.

### 5.1. KVARTS – en modell av modellen

KVARTS er en kvartalsvis makroøkonomisk modell. Den har mange likhetstrekk med modellene Federal Reserve og den australske sentralbanken bruker i utøvelsen av pengepolitikken i USA og Australia, og modellen som brukes av Finansdepartementet i Italia.<sup>52</sup> KVARTS skiller seg likevel fra disse modellene ved at den har en rikere beskrivelse av produksjonsmønsteret i økonomien gjennom kryssløpet. Kryssløpet fanger opp avhengigheten mellom ulike næringer og gjør det mulig å identifisere ringvirkningene av enkelt næringer for den samlede etterspørselen.<sup>53</sup> Både Statistisk sentralbyrå, Finansdepartementet og NAV bruker KVARTS i den løpende konjunkturovervåkingen.

Forskningsstrategien som ligger bak KVARTS er å teste ulike hypoteser fra den makroøkonomiske litteraturen basert på anerkjente statistiske metoder og å innarbeide de hypotesene som finner støtte i norske data. Denne strategien sørger for at KVARTS forandres i takt med endrete samfunnsstrukturer. I Hendry (2011) og Bårdsen mfl. (2005) beskrives modellfilosofien som ligger til grunn for videreutviklingen av modellen.

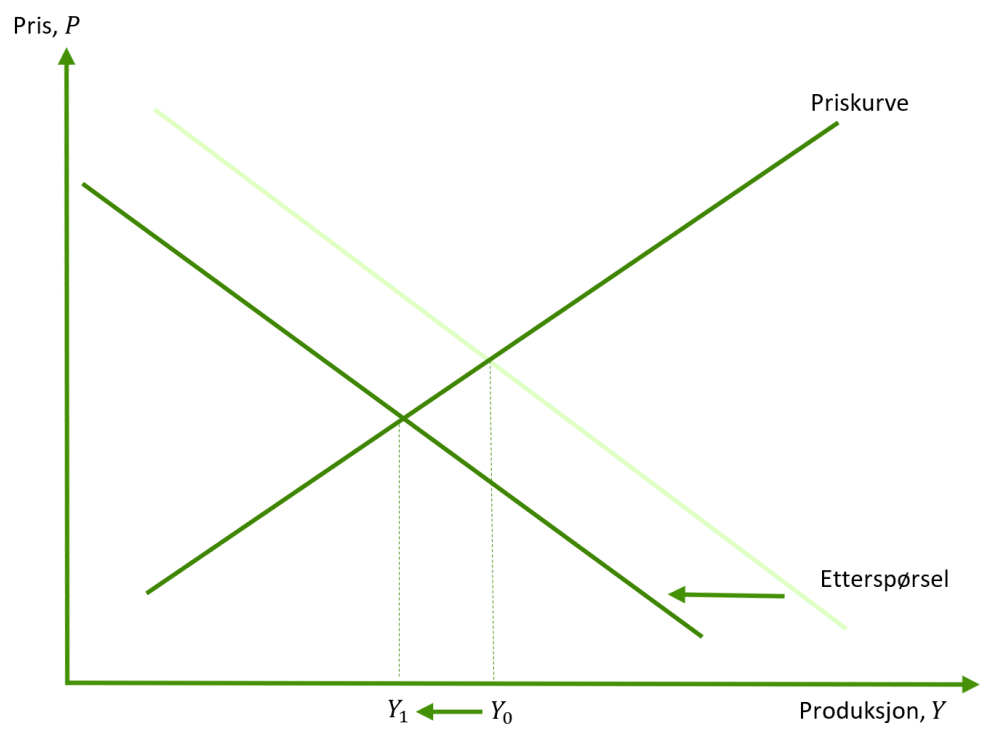
Mange av modellegenskapene til KVARTS kan forstås innenfor en ramme som man ofte finner i introduksjonsbøker til makroøkonomi, se for eksempel Holden (2018). KVARTS er en dynamisk modell som består av såkalte tidsseriemodeller med likevektsjustering. For å rendyrke de underliggende mekanismene i modellen kan det likevel være nyttig å se bort fra de kortsiktige tilpasningene. Figur 5.1 viser samspillet mellom etterspørsel og bedriftenes prissetting slik de langsiktige sammenhengene i KVARTS er. Den vertikale aksene angir nivået på bedriftenes priser for hjemmemarkedet, mens den horisontale aksene angir produksjonsnivået. Produksjonen av varer og tjenester er stigende i prisen. Dette skyldes at bedriftenes marginalkostnader øker ved høyere aktivitetsutvikling, og dermed vil bedriftene se seg nødt til å sette en høyere pris enn marginalkostnaden for å sikre at fortjenesten holder seg. Bedriftene kan sette en høyere pris såfremt det er imperfekt konkurranse i markedet. Etterspørselen er derimot fallende når prisen stiger. Nedenfor gis en stilisert beskrivelse av de statiske og langsiktige sammenhengene i KVARTS – en «modell av modellen».<sup>54</sup> I tillegg gis en analytisk beskrivelse av hvordan aktivitetsutviklingen i økonomien kan påvirkes av økt markedsrett, fallende lønnsandeler og større ulikhet.

<sup>52</sup> Informasjon om FRB/US-modellen finnes her: <https://www.federalreserve.gov/econres/us-models-about.htm>, mens MARTIN- (Australia) og ITEM- (Italia) modellene er dokumentert i henholdsvis Ballantyne mfl. (2019) og Cicinelli mfl. (2010).

<sup>53</sup> Se for eksempel Brasch mfl. (2018) for en analyse av ringvirkninger av petroleumsnæringen i norsk økonomi.

<sup>54</sup> Beskrivelsen av KVARTS bygger i stor grad på Boug og Dyvi (2008).

**Figur 5.1 Økt markedsrett og større ulikhet – mulige drivkrefter bak svak etterspørsel**



**Prissetting**

Det aggregerte tilbudet bestemmes fra produksjonsteknologien, ressursene tilgjengelig i økonomien og markedssituasjonen bedriftene forholder seg til. Her forenkler vi kraftig i forhold til hvordan KVARTS faktisk er spesifisert ved å se bort fra annen faktorinnsats enn arbeidskraft, og antar at produksjonen ( $Y$ ) følger Cobb-Douglas-teknologi. På logaritmisk form kan produksjonsfunksjonen skrives som:

$$(5.1) \quad Y = A + \alpha L,$$

hvor  $L$  representerer sysselsetting,  $A$  representerer generell teknologisk endring, som vi antar er eksogent gitt, og parameteren  $\alpha$  er til en stor grad bestemmende for andelen av faktorinntekten som går til arbeidskraft. Til en gitt produksjon bestemmes sysselsettingen ved ligning (5.1). I KVARTS er produksjonsteknologien for de fleste næringene spesifisert noe mer generelt ved en «Constant Elasticity of Substitution» (CES)-teknologi og graden av substitusjon mellom innsatsfaktorene er mindre enn hva Cobb-Douglas-funksjonen tilsier.

Beskrivelsen av bedriftenes prissetting tar utgangspunkt i at norske produkter i større eller mindre grad er imperfekte substitutter med utenlandske produkter. Det betyr at produktene er såpass ulike (på grunn av kvalitetsforskjeller, merkevarer, leveringsbetingelser og så videre) at hver bedrift antar at etterspørselen etter sitt produkt kun i en viss grad reduseres dersom de setter opp prisen på produktet. Imperfekte substitutter betyr samtidig at produktene er såpass like at bedriftene tar hensyn til prisene på konkurrentenes produkter – som de tar for gitt – når de bestemmer egne priser. En slik markedsform kalles monopolistisk konkurranse. Produsentene bestemmer prisene på sine produkter – ut fra kostnads- og konkurranseforhold og oppfatninger om kundenes prisfølsomhet – slik at fortjenesten maksimeres. Fortjenesten maksimeres ved at prisene ( $P$ ) settes som et påslag ( $\mu$ ) på grensekostnadene ( $MC$ )

$$(5.2) \quad P = \mu + MC.$$

I mange empiriske makromodeller antas prispåslaget å være konstant. Det følger av en relativt restriktiv form på nyttefunksjonen.<sup>55</sup> I KVARTS tas det høyde for at etterspørselen rettet mot bedriftenes produksjon både kan avhenge av prisen på produktet og prisene på konkurrerende, utenlandske produkter. Påslaget blir da bestemt ved

$$(5.3) \quad \mu = \mu_0 + \mu_1(P^* - P),$$

hvor  $P^*$  er prisen på utenlandske produkter i norsk valuta og  $\mu_1 \geq 0$  betyr at jo høyere prisen på konkurrentenes produkter er, jo høyere er påslaget på norske marginalkostnader.  $P^* - P$  er et mål på realvalutakursen, det vil si prisen på utenlandske produkter i forhold til prisen på norske produkter målt i norske kroner. Hensikten med denne måten å formulere påslaget på er at jo større  $\mu_1$  er, jo mindre markedsrett har norske foretak og jo likere blir norske og utenlandske priser, se for eksempel Rødseth (2000, s. 266). I KVARTS vil norske foretak øke prisen med 0,35 prosent når prisen på utenlandske produkter øker med 1 prosent (Boug, Cappelen, og Swensen (2017)).<sup>56</sup>

Med vår enkle produktfunksjon er grensekostnadene gitt ved:

$$(5.4) \quad MC = W - (Y - L) - \alpha.$$

Grensekostnadene er stigende i lønninger, men fallende i arbeidsproduktiviteten, representert ved  $(Y - L)$ . Teknologiparameteren for arbeidskraft  $\alpha$  påvirker også grensekostnadene, noe vi kommer tilbake til senere.

Prissettingen, slik den framkommer i ligningene (5.2) til (5.4), og slik den er implementert i KVARTS, avviker fra den nykeynesianske Phillipskurven. Den nykeynesianske Phillipskurven tilsier at løpende konsumprisvekst avhenger av forventet konsumprisvekst og at bedriftene setter sine priser basert på imperfekt konkurranse. Våre empiriske funn indikerer at teorien om imperfekt konkurranse beskriver prisutviklingen i Norge godt, men at teorien om forventet konsumprisvekst ikke får støtte i data, se Boug mfl. (2006, 2017).

Frontfagsmodellen er utgangspunktet for lønnskurven i KVARTS. Det innebærer at lønnsforhandlinger i frontfaget (industrien) gjennomføres først og danner en norm for de andre tariffområdene. Det økonometriske rammeverket som ligger til grunn for lønnskurvene og implementeringen av frontfagsmodellen i KVARTS er dokumentert i Gjelsvik mfl. (2019) og bygger på de empiriske analysene i Norge av utfallet av lønnsforhandlinger, se for eksempel Nymoen (2017), Kolsrud og Nymoen (2015), Kolsrud og Nymoen (2014), Nymoen og Rødseth (2003), Holden (1998), Holden (1988) og Hoel og Nymoen (1988) for å nevne noen. Det teoretiske utgangspunktet for lønnskurven er også illustrert i Layard mfl. (2005). I modellen bestemmes lønnen av partene i arbeidsmarkedet, slik at lønnskostnadenes andel av den samlede verdiskapningen i hovedsak avhenger av nivået på arbeidsledighetsraten ( $U$ ). Sammenhengen er ikke-lineær ved at en reduksjon i  $U$  øker lønnskostnadsandelen mer jo lavere  $U$  er i utgangspunktet. For å muliggjøre en eksplisitt løsning av den stiliserte modellen, skal vi imidlertid tilnærme denne

<sup>55</sup> I en nylig studie av belgiske industribedrifter finner Amiti mfl. (2019) at det er stor grad av strategisk komplementaritet i prissettingen, dvs. at påslaget ikke er konstant, og at den typiske industribedrift øker prisen med 0,4 prosent når konkurrentene øker prisen med 1 prosent.

<sup>56</sup> Disse resultatene er i tråd med tidligere studier på norske data, se for eksempel Aukrust (1977), Bowitz og Cappelen (2001) og Bårdsen mfl. (2005, s. 182).

sammenhengen med  $\delta - vU$ , hvor  $\delta$  og  $v$  er to parametere.<sup>57</sup> Vi kan dermed skrive lønnskurven som:

$$(5.5) \quad W + L - P - Y = \delta - vU.$$

Arbeidsledigheten er gitt som differansen mellom det eksogent gitte arbeidstilbudet ( $T$ ) og sysselsettingen ( $L$ ). Siden  $T$  og  $L$  er på logaritmisk form, og  $U$  er regnet som andel av  $T$ , kan vi (for små verdier på  $U$ ) skrive denne sammenhengen som tilnærmet:

$$(5.6) \quad U = T - L.$$

Arbeidstilbudet betraktes i denne forenklingen av modellen som en gitt størrelse. Ifølge mikroøkonomiske studier er derimot arbeidstilbudet meget følsomt ovenfor etterspørselen i arbeidsmarkedet og lønnsutviklingen, se for eksempel Dagsvik, Kornstad, og Skjerpen (2013). I KVARTS avhenger yrkesdeltakelsen av nivået på arbeidsledigheten samt lønn etter skatt og yrkesandelen er modellert separat for 7 ulike grupper inndelt etter kjønn og alder, se Gjelsvik mfl. (2013). Aldersinndelingen gjør at man også fanger opp effekter på yrkesandelen fra aldringen av befolkningen.<sup>58</sup> Svingningene i yrkesandelen over konjunktursyklusen modereres derimot av at arbeidsinnvandringen øker når aktiviteten i norsk økonomi tiltar. Dette hensyntas i KVARTS gjennom innvandringens påvirkning på befolkningen, se Cappelen mfl. (2015) og Cappelen og Eika (2019).

Ligningene (5.1) til (5.6) representerer tilbudssiden av modellen. Ved innsetting av produksjonsfunksjonen (5.1), påslaget (5.3), grensekostnadene (5.4), lønnskurven (5.5) og definisjonen av arbeidsledigheten (5.6) inn i uttrykket for bedriftenes prissetting (5.2) får vi den aggregerte prissettingskurven, slik den også framkom i Figur 5.1:

$$(5.7) \quad P = \gamma_0 - \gamma_1 T + \gamma_2 Y - \gamma_2 A + P^*,$$

hvor de sammensatte  $\gamma$ -parameterene er positive.<sup>59</sup>

Det er flere viktige aspekter ved den aggregerte prissettingskurven det er verd å kommentere. Prissettingskurven angir en fallende sammenheng mellom arbeidstilbudet og hjemmepriser. Hvis arbeidstilbudet faller vil det skape mer press i arbeidsmarkedet, lønningene stiger og prisene økes. Mellom hjemmepriser ( $P$ ) og produksjonen ( $Y$ ) er det derimot en stigende sammenheng. Dette skyldes at marginalkostnadene øker ved høyere aktivitetsutvikling og dermed vil bedriftene sette en høyere pris. Som følge av hvordan både arbeidstilbudet og produksjonen påvirkes av aktivitetsutviklingen er tilbudssideeffektene i KVARTS dermed adskillig mer markert sammenliknet med tradisjonelle Keynes-modeller.

Konstantleddet i prissettingskurve ( $\gamma_0$ ) kaster lys over hvordan endret markedsmakt påvirker det samlede tilbudet. En økning i bedriftenes markedsmakt innebærer at prispåslaget i ligning (5.3) øker ved at parameteren  $\mu_0$  blir større. Dette medfører at  $\gamma_0$  blir større og at prissettingskurven skifter innover.

Selv om mer markedsmakt skifter prissettingskurven innover er kanskje effekten disse endringene har på etterspørselen via reduserte husholdningsinntekter enda

<sup>57</sup> Vi ser her bort fra at i KVARTS synker  $v$  ( $-v$  blir mindre negativ) jo høyere  $U$  er i utgangspunktet.

<sup>58</sup> Alderseffektene har for eksempel bidratt til å trekke ned sysselsettingsandelen mellom 2003 og 2017 med 2,7 prosentpoeng, se Brasch og Horgen (2018).

<sup>59</sup> Parameterne er gitt ved:  $\gamma_0 = (\mu_0 + \delta - \alpha)/\mu_1$ ,  $\gamma_1 = v/\mu_1$  og  $\gamma_2 = v/(\alpha\mu_1)$ .

større. Lønnsandelen ( $s_L$ ), det vil si den delen av inntektene som tilfaller lønnstakerne, er gitt ved sammenhengene i ligningene (5.2) og (5.4), som gir:

$$(5.8) \quad s_L = \alpha/\mu$$

Lønnsandelen påvirkes dermed av arbeidsspesifikk teknologisk endring og graden av markedskonsentrasjon.<sup>60</sup> Økt markedsrett gjennom at  $\mu$  blir større medfører at lønnsandelen blir lavere. Lavere lønnsandel betyr mindre inntekt til husholdningene som igjen vil kunne gi lavere konsum. For å forstå hvordan økt markedsrett påvirker den samlede etterspørselen er det hensiktsmessig å spesifisere alle delkomponentene som ligger til grunn for etterspørselsfunksjonen i Figur 5.1.

### Aggregert etterspørsel

Den aggregerte etterspørselen framkommer ved alle sluttanvendelser fratrukket import. Sluttanvendelsene inndeles i privat etterspørsel på eksport- og hjemmemarkedet og offentlig produktkjøp ( $G$ ), idet vi antar at offentlig sektor ikke selv har egen produksjon og sysselsetting, men at alt offentlig konsum kjøpes fra bedriftene. Offentlig sektor har egen produksjon i KVARTS, men vi gjør denne forenklingen i «modellen av modellen» for å fokusere på hvordan økt ulikhet, fallende lønnsandel og økt markedsrett kan påvirke norsk økonomi i den stiliserte modellen. Den aggregerte etterspørselen ( $Y$ ) defineres i volum som en vektet sum av konsum ( $C$ ), investeringer ( $I$ ), offentlig produktkjøp ( $G$ ), eksport ( $X$ ) og import ( $M$ ):

$$(5.9) \quad Y = s_C C + s_I I + s_G G + s_X X - s_M M,$$

hvor  $s_C, s_G, s_X$  og  $s_M$  representerer verdiandeler av produksjonen. Alle variabler er på logaritmisk form og måles i faste priser.<sup>61</sup> Ligning (5.9) representerer økosirkelen i økonomien.

Konsumet påvirkes av disponibel realinntekt som løselig formulert er den inntekten privat sektor disponerer fratrukket direkte skatt og etter at man har justert for den generelle prisveksten. I KVARTS inkluderer det *konsummotiverende* inntektsbegrepet både primære inntekter (lønnsinntekter, driftsresultat, renteinntekter, leieinntekter, mv.) og sekundære inntekter (stønader, overføringer fra utlandet, overføringer fra ideelle organisasjoner mv.). Aksjeutbytte regnes derimot ikke som konsummotiverende inntekt.<sup>62</sup> I det følgende ser vi bort fra skatt og definerer disponibel realinntekt på logaritmisk form som

$$(5.10) \quad D = k + P + Y - [wP + w^*P^*] = k + Y - w^*(P^* - P).$$

$k + P + Y$  er den nominelle inntekten som tilfaller husholdningene. Variabelen  $k$  fanger opp at husholdningenes inntekt bare utgjør en andel av den samlede inntekten i økonomien. Selv om all lønnsinntekt tilfaller husholdningene, er det kun en andel av driftsresultatet som tilfaller husholdningene. Dette skal primært reflektere inntekt for selvstendig næringsdrivende, men også husholdningenes

<sup>60</sup> Acemoglu og Restrepo (2019b) beskriver en modell hvor den teknologiske utviklingen er til ugunst for arbeidere ved at flere av de oppgavene som arbeidere har gjort blir erstattet av maskiner, noe som medfører en lavere lønnsandel gjennom en reduksjon i  $\alpha$ .

<sup>61</sup> Med faste vekter vil differansen av ligning (5.9) representere veksten i produksjonsvolumet slik man gjerne definerer det i volumindekser, som for eksempel Törnqvist-indeksen. I Nasjonalregnskapet benyttes en Paasche-indeks for å beregne veksten i produksjonsvolumet.

<sup>62</sup> Aksjeutbytte regnes ikke som konsummotiverende inntekt i den forstand at disponibel realinntekt eksklusive utbetalinger av utbytte er inntektsbegrepet i makrokonsumfunksjonen i KVARTS. Aksjeutbytte kommer likevel inn som en del av formuesbegrepet i konsumfunksjonen, slik at utbytte har effekt på konsumet via formuesleddet og ikke inntektsleddet.

inntekt fra produksjon av boligjenester. Det meste av driftsresultatet tilfaller foretakene som så utdeler utbytter av deler av driftsresultatet til staten, utlendinger og husholdninger. Dette er en egenskap ved KVARTS som er bestemmende for de makroøkonomiske konsekvensene av endret funksjonell inntektsfordeling og noe som diskuteres nærmere i modellanalysen nedenfor. Uttrykket i hakeparentesen representerer konsumprisindeksen (KPI) hvor  $w$  er vekten i KPI fra hjemme-produksjon og  $w^*$  er vekten for importpriser. Det andre likhetstegnet følger av at disse vektene summerer seg til én, det vil si  $w + w^* = 1$ . Konsumfunksjonen i KVARTS kan forenklet skrives som

$$(5.11) \quad C = c_0 + D.$$

I denne forenklete formuleringen er konsumtilbøyeligheten av disponibel inntekt på lang sikt lik 1. I KVARTS avhenger konsumet på lang sikt også av formuen til husholdningene, og for begge disse komponentene samlet er konsumtilbøyeligheten på lang sikt lik 1, se Jansen (2013) og Boug m.fl. (2020). Basert på den dynamiske spesifikasjonen er den kortsiktige konsumtilbøyeligheten derimot rundt 0,4. Dette er i tråd med studien til Fagereng mfl. (2019) som analyserer den marginale konsumtilbøyeligheten av lotterigevinster, selve kroneksempelen på tilfeldig og midlertidig inntekt.

I mange modeller spesifiseres konsumet basert på en såkalt Euler-ligning. Denne teorien postulerer at konsumentene er framoverskuende og tar hensyn til framtidig inntektsvekst i valget av dagens konsum. Dette innebærer at i perioder hvor konsumveksten er høy skulle man forvente at inntektsveksten i påfølgende perioder også ble høy. Selv om enkeltindivider i perioder kan innrette adferden sin på denne måten har denne hypotesen ikke støtte i norske makrodata ifølge Boug mfl. (2020).

Investeringer antas å være en stigende funksjon av inntekten:

$$(5.12) \quad I = i_0 + i_1 Y.$$

Investeringsetterspørselen fra bedriftene følger fra faktoretterspørselssystemet på tilbudssiden. Relasjonen ovenfor er derimot en forenkling ved at vi kun fanger opp effekten på investeringer av at etterspørselen øker. Forenklingen innebærer at effekter på etterspørselen etter investeringsvarer av økt markedskonsentrasjon blir fanget opp i konstantleddet  $i_0$ , noe vi kommer tilbake til senere.

Hvor mye av den samlede etterspørselen som retter seg mot import ( $M$ ) avhenger av prisforholdet mellom utenlandske og innenlandske produkter, det vil si realvalutakursen. En appresiering av realvalutakursen gjør norske varer relativt sett billigere og dette reduserer importen. Ulike etterspørselskomponenter har forskjellig virkning på importen. Vi forenkler modellen ved å postulere at samlet BNP driver importen i tillegg til relative priser. Det står sentralt i makro-økonomiske modeller at i åpne økonomier vil en større del av økt etterspørsel i første omgang lekke ut i form av økt import enn i mer lukkede økonomier som for eksempel den amerikanske. For å forenkles lar vi inntektselastisiteten være 1:

$$(5.13) \quad M = m_0 - m_1(P^* - P) + Y.$$

Endelig lar vi eksporten også være avhengig av realvalutakursen i tråd med Boug og Fagereng (2010), slik at

$$(5.14) \quad X = x_0 + x_1(P^* - P).$$

I KVARTS påvirkes eksporten også av importen hos Norges handelspartnere. Vi skal ikke studere effekten av endringen i denne og leddet inngår i konstanten  $x_0$ .

Den samlede etterspørselen er nå fullt ut beskrevet av økosirken (5.9), definisjonen av realdisponibel inntekt (5.10), konsumfunksjonen (5.11), investeringsfunksjonen (2.12) og relasjonene for import (5.13) og eksport (5.14). Ved innsetting av ligning (5.10)-(5.14) i økosirken (5.9) får vi følgende funksjon for den aggregerte etterspørselen:

$$(5.15) \quad P = \beta_0 - \beta_1 Y + \beta_2 G + P^*,$$

hvor de sammensatte  $\beta$ -parameterne er positive. I det følgende ser vi nærmere på parameterne  $\beta_1$  og  $\beta_0$ . Lavere priser ( $P$ ) medfører høyere etterspørsel ( $Y$ ) gjennom bedret kostnadmessig konkurransevne og høyere eksport, slik det framkommer av den sammensatte parameteren

$$(5.16) \quad \beta_1 = \frac{(1 - s_C - s_I i_1 - s_M)}{(s_X x_1 - s_M m_1 - s_C w^*)}$$

$\beta_1$  er positiv ettersom både telleren og nevneren er positive. Telleren er positiv da summen av konsum, import- og investeringsandelene er mindre enn 1 og investeringselastisiteten er lavere enn 1. Telleren fanger opp det som gjerne omtales som «multiplikatoren», det vil si de forsterkende effektene på etterspørselen ved at økt aktivitet gir både økt konsum og økte investeringer, som igjen gir økt aktivitet osv. Telleren fanger også opp at multiplikatoren blir mindre som følge av importlekkasje, det vil si at når etterspørselen øker vil noe av økningen rettes mot utlandet. Nevneren er positiv blant annet som følge av at en svekkelse av realvalutakursen antas å medføre høyere nettoeksport, det vil si  $x_1 + m_1 > 1$ .<sup>63</sup> Dette er den velkjente Marshall-Lerner-betingelsen og den garanterer at realappresieringseffekten på inntekter ikke er dominerende. Empiriske studier gir støtte til teorien om at priselastisiteten på lang sikt er så stor at denne betingelsen holder, se for eksempel Leigh mfl. (2015).

Gjennom konstantleddet  $\beta_0$  kan vi få en forståelse av hvordan økt ulikhet, økt markedskonsentrasjon og fallende lønnsandel vil kunne påvirke etterspørselen:

$$(5.17) \quad \beta_0 = \frac{(s_C c_0 + s_C k + s_I i_0 + s_X x_0 - s_M m_0)}{(s_X x_1 - s_M m_1 - s_C w^*)}$$

Hvis de med høy inntekt har lavere marginal konsumtilbøyelighet enn de med lav inntekt vil økt ulikhet kunne medføre lavere konsum gjennom en reduksjon i parameteren  $c_0$  i konsumfunksjonen (5.11). Økt markedsmakt vil i tillegg redusere lønnsandelen, og dermed redusere husholdningenes inntekter gjennom en reduksjon i variabelen  $k$ . Variabelen  $k$  reduseres som følge av at lavere lønnsinntekter ikke motsvares av økt driftsresultat til husholdningene ettersom driftsresultatet også utbetales til staten, utlendinger og en god del holdes tilbake i foretakene. Økt markedsmakt virker dermed negativt på husholdningenes disponible realinntekt og konsumet. Økt markedsmakt vil også kunne påvirke investeringsviljen til bedriftene. Mindre konkurranse vil gi opphav til lavere produksjon og behovet for å investere kan da bli lavere. Dette vil kunne reflekteres gjennom en reduksjon i parameteren  $i_0$  i investeringsfunksjonen.<sup>64</sup> Økt markedsmakt, fallende lønnsandel og større ulikhet kan gjennom disse kanalene

<sup>63</sup> Ettersom den indirekte importandelen av konsum i husholdninger i Norge ( $w^*$ ) er rundt 0,3, se Statistisk sentralbyrå (2019, s. 26), vil denne betingelsen i praksis være oppfylt.

<sup>64</sup> Man kunne også tenke seg at mindre konkurranse virker som en akseleratoreffekt gjennom  $i_1 Y$ .

dempe den aggregerte etterspørselen ved en reduksjon i  $\beta_0$  og etterspørselskurven vil da skifte innover, slik det er illustrert i Figur 5.1.

### Forenklinger

Det er som nevnt flere mekanismer som er utelatt fra modellbeskrivelsen ovenfor. Modellen ovenfor er statisk og beskriver en strukturell langsiktig likevekt. Viktigheten av finanspolitikken, pengepolitikken eller frontfagsmodellen for å stabilisere økonomien på kort til mellomlang sikt framkommer ikke innenfor den stiliserte og statiske rammen. I «modellen av modellen» har vi sett helt bort fra at bedrifter ikke bare bruker arbeidskraft i produksjonsprosessen, men også benytter seg av ulike former for kapital og produktinnsats.

I motsetning til i modellen ovenfor inkluderer KVARTS relasjoner slik at økt relativ inntekt per innbygger i Norge sammenliknet med andre land, fører til høyere innvandring til Norge. Likeledes vil en reduksjon i arbeidsledighet i Norge og økt arbeidsledighet i andre land bidra til å gjøre Norge mer attraktivt for utenlandsk arbeidskraft og dermed føre til økt innvandring, se Cappelen m.fl. (2015). Sammenliknet med hvordan KVARTS så ut før utvidelsen av EU har dette bidratt til at tilbudskurven for arbeidskraft er blitt flatere, slik at etterspørselsendringer møter mindre motvirkende effekter i sin påvirkning av samlet produksjon, enn tidligere.

I KVARTS bestemmes finanspolitikken eksogent, men antall finanspolitiske virkemidler er adskillig flere enn i den stiliserte modellen ovenfor. KVARTS inkluderer for eksempel offentlig konsum, personskatter, stønader, offentlig produktinnsats, offentlige bruttoinvesteringer, arbeidsgiveravgift, avskrivnings-satser, selskapsskatter, merverdiavgift mv. En permanent endring i offentlig forbruk med økt offentlig sysselsetting og økte kjøp av produktinnsats og konsumtjenester fra markedsrettet virksomhet bidrar til å øke BNP Fastlands-Norge mellom 1,0 og 1,7 på kort og mellomlang sikt. På lang sikt er multiplikatoren for BNP Fastlands-Norge nær én i tallverdi og indikerer at fortregningsegenskaper i norsk økonomi ikke er særlig sterke. Dette skyldes blant annet at etterspørselsimpulser vil påvirke arbeidsinnvandringen som vil dempe virkningene på norsk arbeidsledighet. Ved en balansert budsjettendring ved at økt offentlig forbruk finansieres av økte personskatter, er multiplikatoren for BNP Fastlands-Norge mellom 0,9 og 1,1 på kort og mellomlang sikt og rundt 0,3 på lang sikt, se Boug, Cappelen og Eika (2017).

Den stiliserte modellen ovenfor har også utelatt en beskrivelse av utviklingen i realvalutakursen. I en langsiktig likevekt er det naturlig at realvalutakursen tilpasses mot at det relative prisforholdet mellom Norge og utlandet er konstant. Hva denne konstanten skal være er derimot usikkert. Norges Bank har for eksempel nylig revurdert oppfatningen av hva likevektsnivået på realvalutakursen skal være (Norges Bank, 2019). I tillegg kan det ta meget lang tid før realvalutakursen tilpasser seg sitt likevektsnivå, noe utviklingen i krona siden 2014 illustrerer. Pengepolitikken bestemmes gjennom en renteregulering hvor inflasjon og arbeidsledighet inngår som målvariabler. I virkningsberegningene nedenfor kommer vi tilbake til betydningen av pengepolitikken i ulike scenarier hvor norsk økonomi påvirkes av økt markedsmakt og større ulikhet.

Pengepolitikkenes betydning avhenger i betydelig grad av rentas effekt på boligmarkedet, en sammenheng som er utelatt fra beskrivelsen ovenfor. I KVARTS er det en såkalt langsiktig finansiell akselerator for husholdningene i modellen hvor husholdningenes gjeldsopptak avhenger av deres finansielle posisjon, herunder boligformue, slik at det er gjensidig avhengighet mellom boligpriser og



gjeldsopptak på lang sikt. Denne sammenhengen er gjort nærmere rede for i Anundsen og Jansen (2013).

## 5.2. Effekter på norsk økonomi av økte marginer i varehandel

I dette avsnittet analyseres effektene på norsk økonomi av økte marginer eller prispåslag i Varehandel. Som vist i Figur 3.27 er det ingen klar tendens til at marginene i Varehandel har økt de siste tjue årene. Analysen her er derfor kontrafaktisk ved bruk av KVARTS; Hva er de makroøkonomiske effektene av at marginene øker? Slike prispåslag er viktige i økonomien siden en stor del av produktene som omsettes distribueres gjennom varehandelen. Dette gjelder i stor grad for detaljhandelen som betjener husholdningene, men det gjelder også i noen grad næringslivet som kjøper vareinnsats og investeringsvarer via varehandelen. Tjenester og elektrisk kraft omsettes derimot ikke via varehandelen. Som en slags tommelfingerregel kan vi si at hvis varehandelsmarginene i snitt øker med ett prosentpoeng, øker konsumprisindeksen (KPI) med knapt et kvart prosentpoeng som følge av vekten påslagene har i KPI. For å illustrere betydningen av økte påslagsfaktorer kunne vi ha valgt å se på andre markeder enn tjenester fra varehandel, men vi har valgt varehandelen fordi den er stor og viktig for økonomien. Som nevnt viser gjennomgangen av utviklingen i påslagene basert på mikrodata i kapittel 3 at marginene i varehandelen ikke har endret seg nevneverdig siden 1990-tallet. Analysen nedenfor må tolkes som en illustrasjon av hvordan norsk økonomi vil påvirkes dersom konkurransesituasjonen i varehandelen skulle svekke seg i årene framover.

Litt forenklet er:  $pris = margin \times enhetskostnad$ , ifølge likning (5.2). Der er variablene er uttrykt i logaritmer og derfor summert. Enhetskostnad er proporsjonal med grensekostnad med de forutsetninger om produktfunksjonen som gjelder i KVARTS. En økning i marginen i KVARTS kan man lettest få til ved å øke konstantleddet i prisrelasjonene i modellen. Derved øker man prisen på varehandelsproduksjonen. Det er slik vi har valgt å gjennomføre beregningen under, jfr. siste linje i Tabell 5.1.

Når KPI øker i Norge, øker ikke lønningene tilsvarende. Det henger sammen med at nominelle lønninger er ganske stive på kort sikt. En uventet økning i KPI fører ikke til at det utløses en runde med forhandlinger om lønnskompensasjon i arbeidslivet i Norge.<sup>65</sup> I lønnsforhandlingene vil dessuten frontfaget legge hovedvekten på lønnsomheten i industrien. Om noe, vil økte marginer i varehandelen, øke kostnadene i industrien. I Tabell 5.1 framgår det at lønnskostnadsandelen i industrien øker når varehandelsmarginen øker. Det skyldes verken økte lønninger eller endret faktorbruk på kort sikt, men rett og slett at kostnadene til vareinnsats har økt og lønnsomheten (driftsresultatet) er redusert. Industrien har begrensede muligheter for å velte økte kostnader over på norske og utenlandske kunder, noe som også bidrar til at lønnsomheten reduseres på kort sikt. Lønnsandelen i næringslivet som helhet går imidlertid ned som følge av at marginene i varehandel har økt. Det skjer nærmest per forutsetning når vi øker marginene. Frontfagsmodellen tilsier imidlertid at når lønningene i andre næringer følger industrilønningene, vil ikke økt lønnsomhet i næringer utenom industrien ha nevneverdig betydning for lønningene.

Høyere KPI gir lavere realdisponibel inntekt i husholdningssektoren. Det gir så lavere konsum og boliginvesteringer. Norges Bank øker styringsrenta for å motvirke den økte inflasjonen som følger av økte varehandelsmarginer. På kort sikt

<sup>65</sup> På 1950- og 1960-tallet hadde tariffavtalene ofte en såkalt indeks klausul ofte kalt en «rød strek» hvor indeksforhandlinger ble utløst dersom KPI oversteg et visst nivå. Slik halvautomatisk indeksering er ikke brukt på 2000-tallet.

faller innenlandsk etterspørsel og produksjon. Det gjør at sysselsettingen faller litt. Ledigheten øker nesten ikke fordi arbeidsstyrken synker litt når konsumreal lønna faller.

La oss se nærmere på effektene av den økte påslagsfaktoren i varehandelen på mellomlang sikt. Fra 2020/21 har de mest betydelige direkte effektene av økte varehandelsmarginer på KPI slått ut. Deretter øker ikke den årlige inflasjonen så mye sammenliknet med referansebanen. Det gjør at avviket i KPI-nivået sammenliknet med referansebanen er lite påvirket, men merk at på lengre sikt bidrar kronesvekkelsen til at KPI igjen øker en del. Effekten av lavere realinntekter på husholdningenes inntekter og konsum blir merkbart fra 2020, slik at innenlandsk etterspørsel faller. Det gjør også produksjon og sysselsetting, slik at ledigheten også øker litt. Med svakere innenlandsk aktivitet og lavere inflasjonseffekt vil sentralbanken redusere rentenivået i forhold til den initiale responsen. Med høyere priser, men ikke så høye renter, vil kjøpekraftsparitetskomponenten i valutakurslikningen tilsi at kronkursen svekkes. Det drar så inflasjonen litt opp igjen og dermed også styringsrenta. Samtidig vil svakere kronkurs stimulere eksporten litt og redusere importandelene slik at særlig industrien opplever økt produksjon. Dette demper fallet i samlet produksjon målt ved BNP Fastlands-Norge.

Når så industrien ekspanderer og kronkursen svekkes, snur den nominelle nedgangen i lønnsnivået til en økning på lang sikt. Det bidrar til at konkurransevneforbedringen blir redusert og produksjonsoppgangen i industrien dempes. Ledigheten og sysselsettingen endres lite fordi reallønn faller litt slik at arbeidsproduktiviteten for Fastlands-Norge som helhet faller litt. Dette produktivitetsfallet skyldes i hovedsak faktorsubstitusjon. Lavere reallønn gjør at bedriftene velger å bruke mer arbeidskraft relativt til vareinnsats og kapital. Økte kapitalpriser skyldes ikke primært det økte rentenivået, men at prisindeksene for investeringsvarer i snitt øker mer som følge av en svakere kronkurs. På lengre sikt faller BNP Fastlands-Norge med om lag et halvt prosentpoeng, mens innenlandsk etterspørsel fra Fastlands-Norge faller noe mer. Grunnen til at BNP ikke faller mer er at den svake kronkursen gjør importen dyrere i forhold til norsk produksjon slik at importandelene faller. I tillegg skjer det en vridning i sammensetning av etterspørselen som følge av endringer i relative priser slik at importtunge varer og tjenester blir dyrere relativt til norskproduserte varer og tjenester. Det relativt store fallet i importen betyr mer for produksjonsutviklingen enn den relativt beskjedne økningen i eksporten. Dessuten er eksport utenom olje og gass langt mindre enn importen.

Økte marginer i varehandelen gir altså utslag i høyere konsumpriser, lavere reallønn og konsum. Samlet produksjon faller og næringsstrukturen endres slik at industrien ekspanderer, mens tjenesteytende næringer og bygg og anlegg reduseres. Økte marginer i varehandelen fører til lavere lønnsandel i fastlandsøkonomien utenom industri. Av tabellen framgår det også at dette fører til lavere etterspørsel fra Fastlands-Norge. Resultatene er slik sett i tråd med den stiliserte modell-diskusjonen i avsnitt 5.1.

**Tabell 5.1 Makroøkonomiske virkninger av økte varehandelsmarginer. Endogen valuta og rente<sup>1</sup>**

	2019	2020	2021	2025	2030	2035	2040
BNP	-0,1	-0,1	-0,4	-1,4	-0,9	-0,2	-0,6
Fastlands-Norge (markedsverdi)	-0,1	-0,2	-0,5	-1,7	-1,0	-0,2	-0,7
Industri og bergv.	0,0	0,2	0,0	0,0	1,4	1,7	1,1
Etterspørsel fra Fastl.-Norge	-0,2	-0,4	-1,0	-3,0	-2,1	-1,0	-1,7
Konsum i husholdninger mv.	-0,3	-0,9	-1,8	-4,0	-3,0	-2,0	-2,7
Næringsinvesteringer	0,0	0,1	-0,9	-4,2	-2,3	-0,4	-2,5
Eksport ekskl. olje og gass	0,1	0,2	0,0	0,0	0,7	0,5	0,2
Import	-0,2	-0,5	-1,3	-3,5	-2,3	-1,4	-2,2
Sysselsatte personer	0,0	0,0	-0,1	-0,9	-1,1	-0,1	-0,2
Lønnstakere industri og bergv.	0,0	0,1	0,0	0,1	1,5	2,1	1,2
Arbeidsledighet pst.poeng	0,0	0,0	0,0	0,4	0,4	-0,1	-0,1
Sysselsettingsandel, AKU (nivå)	0,0	0,0	-0,1	-0,6	-0,7	0,0	-0,1
Yrkesandel, AKU (nivå)	0,0	0,0	-0,1	-0,4	-0,4	-0,1	-0,1
Arbeidsstyrke	0,0	0,0	-0,1	-0,5	-0,7	-0,2	-0,2
Lønnsandel, Næringer F-N. (pp.)	-0,4	-0,8	-1,0	-1,7	-2,5	-1,5	-1,1
Lønnsandel, Industri (pp.)	1,0	1,6	1,8	0,0	-1,5	-0,5	-0,2
Årslønn	0,1	0,2	0,1	-0,7	-1,0	0,2	1,1
Hush. disp. realinntekt	-0,9	-2,0	-2,5	-3,5	-2,6	-2,2	-2,6
Boligpris	0,8	1,8	-0,7	-14,2	-6,4	6,0	-0,7
Konsumprisindeksen (KPI)	1,0	1,8	2,1	2,6	2,7	3,5	4,1
Importveid kronekurs (44 land)	1,0	1,0	0,1	1,5	3,7	3,4	3,0
Pengemarkedsrente (nivå)	0,2	0,8	0,8	0,4	-0,4	0,1	0,4
<b>Forutsetninger</b>							
Hjemmeprisindeks varehandel	4,7	8,7	10,3	11,1	10,6	11,4	11,8

<sup>1</sup>Avvik fra referansebanen i prosent der annet ikke framgår.

Økning i varehandelsmarginen leder ifølge KVARTS til en endring i den funksjonelle inntektsfordelingen i fastlandsøkonomien. På lengre sikt er det i næringer utenom industrien at denne endringen finner sted. I industrien sørger frontfagsmodellen for at den funksjonelle fordelingen er mer stabil så lenge det ikke skjer store endringer i nivået på arbeidsledigheten. Hvem mottar det økte driftsresultatet og hva brukes inntektene til ifølge KVARTS? Modellen har en aggregert institusjonell fordelingsmodell som følger nasjonalregnskapets opplegg. Driftsresultatet i næringene tilfaller i noen grad husholdninger direkte. Dette knytter seg til at husholdningene eier bedrifter direkte både som selvstendig næringsdrivende og eiere av personlig eide virksomheter. I Varehandel, som et eksempel, mottar husholdningssektoren ni prosent av driftsresultatet, mens fra oljevirkomheten mottar husholdningene ingenting direkte. Både statsforvaltning og kommuneforvaltning er egne institusjonelle sektorer, men disse mottar knapt noe driftsresultat direkte (unntaket er kommunale foretak). Det meste av driftsresultatet tilfaller derfor foretakssektoren. Denne deler så ut deler av dette som aksjeutbytte til alle institusjonelle sektorer inklusive utlandet. Det er utbytte fra oljevirkomheten som er måten staten får deler av sin inntekt fra oljevirkomheten i tillegg til skatteproveny og SDØE. I modellen blir økte overskudd eller driftsresultat i foretakene i stor grad tilbakeholdte, dvs. de betales ikke ut i utbytter. Det innebærer at denne sektoren investerer midlene i finansobjekter. Det kan for eksempel skje ved å nedbetale gjeld som foretakene har, eller de kan kjøpe tilbake aksjer i eget foretak, eller investere i andre foretak. Når foretakene gjør dette, påvirkes i liten grad etterspørselen i økonomien fordi verken driftsresultat eller aksjeutbytter påvirker foretakenes investeringer direkte. Selv om foretakene har fått større profitt reelt sett, viser økonometriske beregninger at slike lønnsomhetseffekter er svake. I det skiftet vi ser på her endres også relative faktorpriser slik at bruk av realkapital blir dyrere relativt til arbeidskraft. Skulle bedriftene investere mer (bedrifter kan ikke konsumere), ville de måtte anskaffe en produksjonsfaktor som var blitt dyrere og altså oppføre seg motsatt av hva vanlig mikroteori tilsier. Mot dette kan man innvende at siden lønnsomheten har økt, vil det være lønnsomt å øke produksjonen. Da faller vi tilbake til en diskusjon om markedssituasjonen bedriftene står overfor. I KVARTS er det imperfekt konkurranse i produktmarkedene. Ideen bak dette skiftet er at marginer har økt noe som er knyttet til en slik modell for konkurranse i markedene. Når etterspørselen faller i mange markeder, vil det ikke være lønnsomt å ekspandere. Man må altså

balansere fordelene ved økt prismessig konkurransekraft mot svakere samlet etterspørsel. Dette gjelder ikke for alle markeder og vi ser at eksporten øker. Det skyldes at internasjonal etterspørsel hos Norges handelspartnere forutsettes uendret slik at her er det kun den bedre konkurranseevnen som slår inn.

Modellen inneholder heller ikke endogene offentlige utgifter som knyttes til offentlige formuesinntekter. Over tid er det imidlertid en slik sammenheng institusjonalisert gjennom handlingsregelen for finanspolitikken. På sett og vis kan man si at modellen her reproducerer måten Statens Pensjonsfond Innland («Folketrygdfondet») opererer på. Når dette fondet får inntekter fra sine finansielle plasseringer, trekkes de ikke inn i statskassen, men reinvesteres i finansielle aktiva. For private institusjonelle investorer er det likedan, overskuddene investeres i finansielle eiendeler i stor grad.

For husholdningene er mekanismene noe mer eksplisitte. I tillegg til at husholdningssektoren får en del av driftsresultatet direkte, får de også utbytte fra sine aksjeinvesteringer i Norge og i utlandet. Denne inntektskomponenten er endogen og utgjør en del av det samlede utbetalte aksjeutbytte som så igjen avhenger av driftsresultatet i foretakssektoren. På denne måten kommer en del av det økte driftsresultatet i foretakssektoren som økt utbytte fra aksjeselskapene i sektoren til husholdningene (og alle de andre institusjonelle sektorene inklusive de offentlige). Utbyttet inngår i husholdningenes disponible inntekt og verdien av aksjene inngår i husholdningenes nettoformue. Økonometriske studier på norske data gir imidlertid støtte til en hypotese om at aksjeutbytter i liten grad påvirker konsumet på kort sikt.<sup>66</sup> Økt driftsresultat i foretakene som leder til økte aksjeutbytter til husholdningene vil således primært øke husholdningenes sparing. Det gir så økt formue i husholdningene noe som bidrar til økt konsum over tid, men dette er en ganske saktevirkende mekanisme ifølge KVARTS. I denne sammenhengen kan det være verd å minne om at økt lønnsinntekt heller ikke fullt ut øker konsumet, men at nærmere en fjerdedel av lønnsinntektene spares på marginen på lang sikt.<sup>67</sup> Inntekter som spares øker formuen og konsumeres som en andel av dette, men med en lav marginal konsumtilbøyelig.

Når dette er sagt, kan det være at KVARTS gir en for negativ effekt på etterspørselen av den endringen i funksjonell inntektsfordeling som vi her studerer, men svaret er ikke opplagt. Man kan selvsagt reise en rekke mulige alternative innvendinger mot en modell som KVARTS. Eksempelvis kunne man mene at økt lønnsomhet i varehandel vil øke lønna der og således ikke ha så store effekter på den funksjonelle fordelingen som modellen tilsier. Men dette vil i så fall bryte med frontfagsmodellen som tilsier at konkurranseutsatte virksomheter skal være styrende for lønnsutviklingen i Norge. Frontfagsmodellen er innebygget i KVARTS. Man kunne mene at aksjeinntekter hos husholdningene har større direkte effekter på etterspørselen enn modellen viser. Det har også blitt studert, og modellrelasjonene er «best» slik de nå står, gitt at man vil tillegge aggregerte nasjonalregnskapstall betydelig vekt i å bestemme hvordan en makromodell skal se ut, men også dette er et omdiskutert tema i den økonomiske faglitteraturen.

<sup>66</sup> Se Jansen (2013) og Boug m.fl. (2020).

<sup>67</sup> En utvidet versjon av konsumfunksjonen (5.11) som er mer i tråd med spesifikasjonen i KVARTS, gir et makrokonsum som er bestemt av inntekt og formue:  $C = C_0 + 0,9 D + 0,1 F$ , hvor  $D$  og  $F$  er de naturlige logaritmene av henholdsvis disponibel realinntekt og realformue. Siden  $C/D$  er omtrent 0,9 (dvs. at spareraten er om lag 0,1) blir den marginale konsumtilbøyelighet  $0,9 \cdot 0,9 = 0,81$ . Dette gjelder for konsum eksklusivt boligkonsum. Boligkonsumet følger boligkapitalen som igjen er en del av husholdningenes formue. Dette innebærer at ut av samlet konsum (inklusive boligkonsum) er konsumtilbøyeligheten for inntekt bare om lag 0,7 og om lag 0,3 for samlet formue.

### 5.3. Økt markedsrett overfor underleverandører

Teknologisk utvikling kan føre til at enkeltbedrifter kan tilby unike produkter, vokse og vinne markedsandeler. Den økte markedsretten kan gi seg utslag i høyere priser for forbrukerne (se analysen av økt prispåslag i varehandel), men også gjøre noen bedrifter i stand til å forhandle fram lavere priser fra underleverandører. Ved å utøve sin markedsrett overfor underleverandører, skiftes dermed profitt fra underleverandører over til bedriftene som produserer for sluttbrukere. Hardere konkurransebetingelser blant underleverandørene kan føre med seg strammere lønnsoppgjør, lavere sysselsetting og redusert etterspørsel i økonomien. Samtidig fører ikke nødvendigvis økt profitt hos bedriftene med økt markedsrett til en tilsvarende økning i sysselsetting og lønninger. På denne måten kan økt markedsrett i form av økte marginer være en driver for lavere lønnsandel og bidra til redusert etterspørsel i økonomien som helhet, slik vi viste i forrige avsnitt. I dette avsnittet studerer vi et scenario hvor markedsrett manifesterer seg i overføring av profitt fra næringsmiddelindustrien til tjenestenæringen. Siden næringsmiddelindustrien er en del av frontfaget, har lavere profitt i denne næringen en dempende effekt på lønnsoppgjørene og bidrar dermed til lavere aggregert etterspørsel.

For å tydeliggjøre mekanismene, legger vi til grunn at det over natten skifter 1 milliard kroner av driftsresultat hvert kvartal fra næringsmiddelindustrien til tjenestenæringen fra og med første kvartal i 2019. Vi beholder denne endringen permanent fram til 2040, som er siste periode i analysen. Driftsresultatet i næringsmiddelindustrien var i 2017 i overkant av 25 milliarder kroner, men falt i 2018 til 18 milliarder kroner. Den prosentvise endringen i driftsresultatet i næringsmiddelindustrien som er lagt til grunn kan beskrives som om lag ett standardavvik av de prosentvise endringene vi har sett i perioden 1980-2018.

**Tabell 5.2 Makroøkonomiske virkninger av økt markedsrett overfor underleverandører<sup>1</sup>**

	2019	2020	2021	2025	2030	2035	2040
BNP	0,0	0,0	-0,1	-0,2	-0,1	0,0	-0,1
Fastlands-Norge (markedsverdi)	0,0	0,0	-0,1	-0,2	-0,2	-0,1	-0,1
Industri og bergv.	0,0	0,0	0,0	0,2	0,5	0,6	0,5
Etterspørsel fra Fastl.-Norge	0,0	-0,1	-0,1	-0,4	-0,4	-0,3	-0,4
Konsum i husholdninger mv.	0,0	-0,1	-0,2	-0,6	-0,6	-0,5	-0,6
Næringsinvesteringer	0,0	-0,1	-0,3	-0,8	-0,6	-0,3	-0,5
Eksport ekskl. olje og gass	0,0	0,0	0,0	0,1	0,3	0,3	0,2
Import	0,0	-0,1	-0,2	-0,5	-0,5	-0,4	-0,5
Sysselsatte personer	0,0	0,0	0,0	-0,1	-0,1	0,0	0,0
Lønnstakere industri og bergv.	0,0	0,0	0,1	0,3	0,6	0,7	0,5
Arbeidsledighet pst.poeng	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
Sysselsettingsandel, AKU (nivå)	0,0	0,0	0,0	-0,1	-0,1	0,0	0,0
Yrkesandel, AKU (nivå)	0,0	0,0	0,0	0,0	-0,1	0,0	0,0
Arbeidsstyrke	0,0	0,0	0,0	-0,1	-0,1	-0,1	0,0
Lønnsandel, Næringer F-N. (pp.)	-0,1	-0,2	-0,4	-0,7	-0,8	-0,6	-0,5
Lønnsandel, Industri (pp.)	1,7	1,4	1,1	0,6	0,2	0,2	0,2
Årslønn	-0,1	-0,3	-0,6	-1,3	-1,8	-2,0	-2,1
Hush. disp. realinntekt	0,0	-0,2	-0,3	-0,6	-0,5	-0,5	-0,5
Boligpris	0,0	-0,2	-0,7	-2,6	-2,0	-0,7	-1,9
Konsumprisindeksen (KPI)	0,0	-0,1	-0,1	-0,4	-0,8	-1,1	-1,3
Importveid kronekurs (44 land)	0,0	0,0	-0,1	-0,1	-0,3	-0,7	-1,1
Pengemarkedsrente (nivå)	0,0	0,0	0,0	-0,1	-0,2	-0,1	-0,1
<b>Forutsetninger</b>							
Redusert driftsres.							
næringsmiddelindustri (mrd)	-4,0	-4,0	-4,0	-4,0	-4,0	-4,0	-4,0
Økt driftsres. tjenestenæring (mrd)	4,0	4,0	4,0	4,0	4,0	4,0	4,0

<sup>1</sup>Avvik fra referansebanen i prosent der annet ikke framgår.

En reduksjon i profitt og uendret lønn i næringsmiddelindustrien gjør at lønnsandelen for industrien øker per forutsetning på kort sikt. Redusert profitt gir seg videre utslag i dårligere lønnsoppgjør for arbeidstakerne og timelønningene går ned. Med lavere lønninger i frontfaget reduseres lønningene også i følgefagene, slik at den aggregerte lønnsandelen faller. Lavere timelønn bidrar til at sysselsettingen holdes oppe og bedriftene bruker mindre av andre produksjonsfaktorer.

Ledigheten endres derfor ikke merkbart. Med litt lavere lønn og uendret ledighet, er det om lag ingen effekt på arbeidstilbudet. Lavere realinntekt fører til at husholdningene konsumerer mindre og sparer mer, noe som også bidrar til at boligprisene faller. Skiftet av profitt gir på denne måten lavere etterspørsel i økonomien via lønnsoppgjørene, og fører til lavere lønnsandel. Lavere vekst gir også lavere inflasjon. Dette bidrar til at krona styrker seg noe, samtidig som det gjør at sentralbanken setter renta ned.

En konsekvens av tøffere markedsbetingelser i næringsmiddelindustrien er at industrien som helhet forhandler fram lavere lønninger. Sammen med lavere importandel bidrar dette til at industrien blir mer konkurransedyktig på mellomlang sikt. Når lønnsandelen deretter reduseres, øker produksjon, sysselsetting og eksport fra denne næringen igjen. Dette reflekteres også i profitten til næringsmiddelindustrien, som fra å falle med nesten 20 prosent i starten, er om lag 17 prosent lavere enn i referansebanen i 2040.

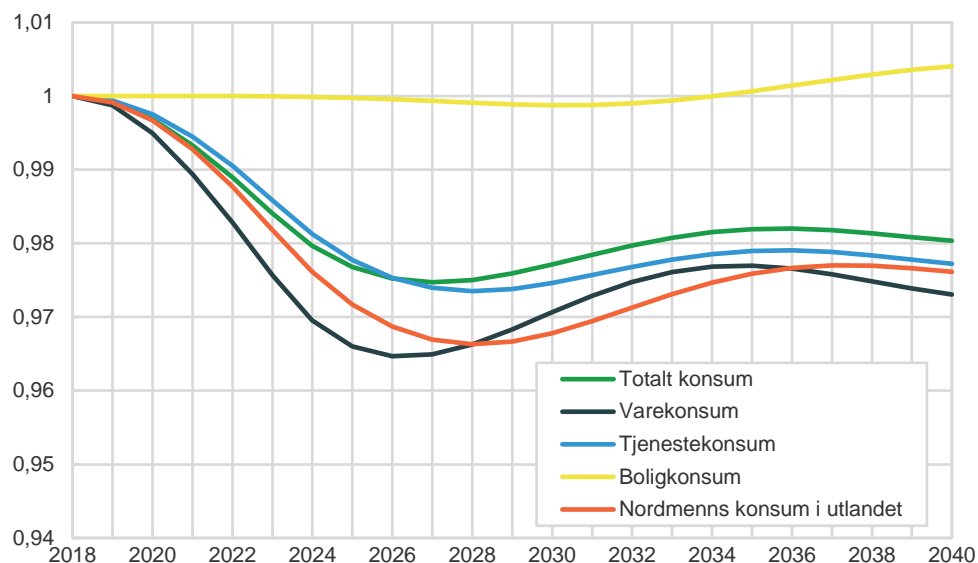
#### **5.4. Økt ulikhet: effekter på norsk økonomi av redusert konsum**

Som diskutert i kapittel 4 kan økt ulikhet føre til lavere aggregert konsum. I tillegg kan høyere sparing til pensjoner og for andre formål, som økt inntektsusikkerhet og boligkjøp, bidra til at den samlede etterspørselen i økonomien blir permanent lavere. I dette avsnittet studerer vi hvordan en mulig framtidig økning i inntektsulikhet vil kunne påvirke norsk økonomi.

Inntektsulikhet framstår ikke som en klar driver for lavere konsum de siste tiårene, basert på resultatene fra den teoretiske og empiriske analysen i kapittel 4 av hvordan inntektsulikhet kan påvirke konsum. Det er to grunner til dette: For det første er det ingen stor økning i målene for inntektsulikhet fra 1986 til 2017. For det andre er spareraten bare litt høyere siste 10 år sammenliknet med perioden 1990-2008. Vår analyse indikerer at gjennomslaget fra ulikhet til konsum er beskjedent i Norge, men den historiske utviklingen i ulikhet kan likevel ha redusert aggregert konsum med om lag 1 prosent. I tillegg kan man ikke utelukke at i årene som kommer vil ulikheten øke mer og at gjennomslaget fra ulikhet til konsum vil kunne bli større enn hva de historiske sammenhengene tilsier.

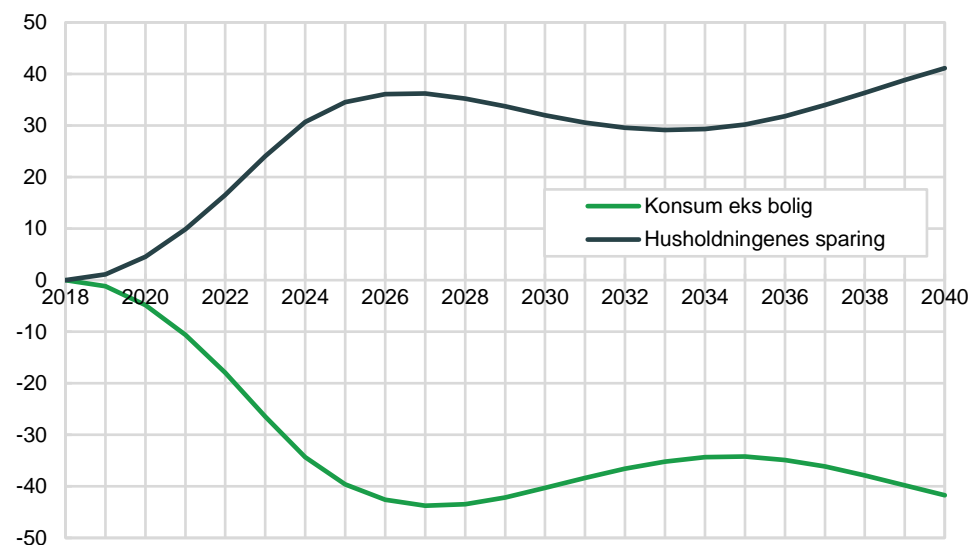
I denne virkningsberegningen legger vi til grunn at ulikheten øker og at det gir seg utslag i lavere konsum. Når vi studerer mulige effekter av økt inntektsulikhet i KVARTS, er impulsene basert på en modellberegning fra det teoretiske rammeverket i avsnitt 4.7. Vi implementerer den lavere etterspørselen i modellen ved å gradvis innføre en negativ impuls for konsum utenom bolig tjenester over 20 kvartaler fra og med 2019. Impulsen holdes deretter konstant ut simuleringsperioden. Dette reduserer gradvis privat konsum og gir om lag 2,0 prosent lavere konsum sammenliknet med referansebanen fra 2028 fram til 2040.

**Figur 5.2 Redusert konsum fordelt på ulike konsumgrupper. Avvik fra referansebane**



Reduksjonen i konsum fordeler seg ulikt mellom forskjellige næringer som følge av at forskjellige typer konsumvarer har ulike vekter og inntektselastisiteter. Varekonsumet faller raskere og om lag dobbelt så mye som tjenestekonsumet de første årene, men på lengre sikt jevner denne forskjellen seg ut. Konsum i utlandet følger i stor grad varekonsumet, mens boligkonsumet holdes om lag uendret.

**Figur 5.3 Konsum og sparing i husholdningene. Milliarder kroner.**



Reduksjonen i konsum påvirker sparingen til husholdningene direkte. Dette reflekterer at ulikheten manifesterer seg ved at en større andel av inntekten i økonomien går til en del av befolkningen som sparer. Ifølge konsumteori vil kilden til økt ulikhet ha noe å si for sparerresponsen. Dersom den økte sparingen drives av økt inntektssikkerhet, holdes denne delen av inntekten som forsikring mot potensielle inntektsfall og bankene vil måtte holde mer kapital. Om økningen i inntektssikkerhet kommer fra den permanente inntektskomponenten, er et relevant spørsmål hva den rikeste delen av fordelingen gjør med andelen av inntekten som de ikke konsumerer. Dersom de oppsparte midlene investeres i kapitalutstyr, vil det kunne gi positive effekter på aktiviteten i økonomien. Om pengene investeres i

boligmarkedet, vil det kunne bidra til å øke boligbygging og -priser. Vi legger til grunn at sparingen finner veien til bankene, men ikke påvirker renta, da bankene fortsatt er en del av et globalt finansielt system. På denne måten forsvinner konsumet fra økonomien uten at den økte sparingen bidrar til motvirkende effekter i form av høyere investeringer eller lavere renter. Økt sparing vil føre til økt formue som så øker konsumet, slik vi diskuterte i avsnitt 5.2, men dette er en saktevirkende effekt.

Tabell 5.3 viser virkninger på økonomien av lavere konsum med endogen rente og valutakurs. Lavere etterspørsel gir lavere aktivitet i økonomien. Investeringer, produksjon og import reduseres. Lavere aktivitet betyr høyere ledighet, lavere årslønn og lavere inflasjon. For å bekjempe økt ledighet og lavere inflasjon settes renta ned. Krona svekkes som følge av dette, noe som hjelper til med å snu den svake trenden. Med svakere krone og lavere renter investeres det mer, eksporten øker og importen reduseres. Dette er gunstig for industrien, som nyter godt av bedre konkurransebetingelser, herunder lavere lønnskostnader. I motsetning til resten av næringene i fastlandsøkonomien øker derfor industriproduksjonen på lang sikt. For økonomien som helhet er ikke dette nok til å motvirke den svakere etterspørselen, og BNP-Fastlands Norge er i 2040 0,3 prosent lavere enn i referansebanen. Sysselsettingen er litt over 0,3 prosent lavere, og lønnsandelen har falt med 0,1 prosentpoeng. Vi ser dermed at ulikhet som reduserer etterspørselen kan drive ned lønnsandelen, men lavere renter og svekket valutakurs motvirker dette. På grunn av lavere sysselsetting er ledigheten på det meste 0,3 prosentpoeng høyere enn referansebanen i 2030. Med lavere lønninger og høyere ledighet, reduseres også arbeidstilbudet, som i 2030 er 0,2 prosent lavere enn i referansebanen før ledighet kommer ned og arbeidstilbudet tar seg opp fram mot 2040. I en situasjon hvor rentenivået allerede er satt ned til null slik man har opplevd i 2020, kan ytterligere rentenedgang være vanskelig å få til. Da blir effekten på den økonomiske aktiviteten mer negativ enn de resultatene som vises i Tabell 5.3.

**Tabell 5.3 Virkninger av lavere konsum. Endogen rente og valutakurs<sup>1</sup>**

	2019	2020	2021	2025	2030	2035	2040
BNP	0,0	-0,1	-0,2	-0,6	-0,5	-0,2	-0,3
Fastlands-Norge (markedsverdi)	0,0	-0,1	-0,2	-0,7	-0,6	-0,3	-0,4
Industri og bergv.	0,0	0,0	-0,1	-0,3	0,2	0,4	0,3
Etterspørsel fra Fastl.-Norge	0,0	-0,2	-0,4	-1,3	-1,2	-0,7	-0,9
Næringsinvesteringer	0,0	-0,1	-0,2	-1,0	-0,2	0,9	0,4
Eksport eksl. olje og gass	0,0	0,0	0,0	0,1	0,3	0,4	0,2
Import	-0,1	-0,2	-0,4	-1,5	-1,3	-0,9	-1,1
Sysselsatte personer	0,0	0,0	-0,1	-0,5	-0,7	-0,4	-0,3
Lønnstakere industri og bergv.	0,0	0,0	-0,1	-0,3	-0,1	0,3	0,0
Arbeidsledighet pst.poeng	0,0	0,0	0,0	0,2	0,3	0,2	0,2
Sysselsettingsandel, AKU (nivå)	0,0	0,0	0,0	-0,3	-0,4	-0,2	-0,2
Yrkesandel, AKU (nivå)	0,0	0,0	0,0	-0,2	-0,2	-0,1	-0,1
Arbeidsstyrke	0,0	0,0	0,0	-0,2	-0,4	-0,2	-0,2
Lønnsandel, Næringer F-N. (pp.)	0,0	0,0	0,1	-0,1	-0,5	-0,2	-0,1
Lønnsandel, Industri (pp.)	0,0	0,0	0,0	-0,2	-0,8	-0,4	-0,2
Årslønn	0,0	0,0	0,0	-0,3	-0,6	-0,3	-0,1
Hush. disp. realinntekt	0,0	0,0	-0,1	-0,5	-0,2	0,0	-0,1
Boligpris	0,0	0,0	-0,1	-1,0	0,3	3,9	1,7
Konsumprisindeksen (KPI)	0,0	0,0	0,0	0,0	-0,2	-0,1	0,0
Importveid kronekurs (44 land)	0,0	0,0	0,0	0,3	0,9	0,9	0,6
Pengemarkedsrente (nivå)	0,0	0,0	0,0	-0,1	-0,4	-0,3	-0,2
<b>Forutsetninger</b>							
Konsum i husholdninger mv.	-0,1	-0,3	-0,7	-2,3	-2,3	-1,8	-2,0
Varer	-0,1	-0,5	-1,1	-3,4	-2,9	-2,3	-2,7
Tjenester eks. bolig	-0,1	-0,3	-0,6	-2,2	-2,5	-2,1	-2,3
Boligtjenester	0,0	0,0	0,0	0,0	-0,1	0,1	0,4
Nordmenns konsum i utl.	-0,1	-0,3	-0,7	-2,8	-3,2	-2,4	-2,4
Ideelle org.	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0

<sup>1</sup>Avvik fra referansebanen i prosent der annet ikke framgår.



Dette scenariet viser hvordan sysselsetting og lønnsandel rammes av svakere konsum i Norge. Det er ikke lagt inn noen forutsetninger som representerer en liknende nedtur i utlandet, og dermed hjelpes økonomien av at valutaen svekkes som følge av en økt renteforskjell. En kan argumentere for at dersom økt inntektsulikhhet skal lede til redusert etterspørsel i Norge, så vil det samme være tilfellet i økonomiene som utgjør de viktigste handelspartnerne til Norge. Videre er det interessant å belyse en situasjon hvor internasjonale renter reflekterer en globalt redusert etterspørsel, slik at valutavekkelse ikke motvirker nedgangen. For å belyse et slikt scenario har vi gjennomført samme skift i modellen, men koblet ut valutakurskanalen slik at kronkursen holdes uendret.

**Tabell 5.4 Effekter av lavere konsum. Eksogen valutakurs<sup>1</sup>**

	2019	2020	2021	2025	2030	2035	2040
BNP	0,0	-0,1	-0,2	-0,6	-0,5	-0,2	-0,3
Fastlands-Norge (markedsverdi)	0,0	-0,1	-0,2	-0,7	-0,6	-0,2	-0,3
Industri og bergv.	0,0	0,0	-0,1	-0,3	-0,1	0,2	0,2
Etterspørsel fra Fastl.-Norge	0,0	-0,2	-0,4	-1,3	-1,1	-0,6	-0,8
Næringsinvesteringer	0,0	-0,1	-0,2	-1,1	-0,3	1,0	0,7
Eksport eksl. olje og gass	0,0	0,0	0,0	0,0	0,1	0,2	0,2
Import	-0,1	-0,2	-0,4	-1,5	-1,3	-0,7	-1,0
Sysselsatte personer	0,0	0,0	-0,1	-0,5	-0,7	-0,4	-0,3
Lønnstakere industri og bergv.	0,0	0,0	-0,1	-0,3	-0,3	0,0	0,0
Arbeidsledighet pst.poeng	0,0	0,0	0,0	0,2	0,4	0,2	0,1
Sysselsettingsandel, AKU (nivå)	0,0	0,0	0,0	-0,3	-0,5	-0,2	-0,1
Yrkesandel, AKU (nivå)	0,0	0,0	0,0	-0,2	-0,2	-0,1	-0,1
Arbeidsstyrke	0,0	0,0	0,0	-0,3	-0,4	-0,2	-0,1
Lønnsandel, Næringer F-N. (pp.)	0,0	0,0	0,1	-0,1	-0,5	-0,3	-0,1
Lønnsandel, Industri (pp.)	0,0	0,0	0,0	-0,2	-0,6	-0,4	-0,2
Årslønn	0,0	0,0	0,0	-0,4	-0,8	-0,7	-0,5
Hush. disp. realinntekt	0,0	0,0	-0,1	-0,4	-0,1	0,2	0,0
Boligpris	0,0	0,0	-0,1	-1,0	0,4	4,7	2,2
Konsumprisindeksen (KPI)	0,0	0,0	0,0	-0,1	-0,4	-0,5	-0,5
Importveid kronkurs (44 land)	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
Pengemarkedsrente (nivå)	0,0	0,0	0,0	-0,1	-0,5	-0,5	-0,3
<b>Forutsetninger</b>							
Konsum i husholdninger mv.	-0,1	-0,3	-0,7	-2,3	-2,2	-1,6	-1,8
Varer	-0,1	-0,5	-1,1	-3,4	-2,7	-2,0	-2,5
Tjenester eks. bolig	-0,1	-0,3	-0,6	-2,2	-2,5	-2,0	-2,2
Boligtjenester	0,0	0,0	0,0	0,0	-0,1	0,1	0,6
Nordmenns konsum i utlandet	-0,1	-0,3	-0,7	-2,7	-2,9	-2,1	-2,3
Ideelle org.	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0

<sup>1</sup>Avvik fra referansebanen i prosent der annet ikke framgår

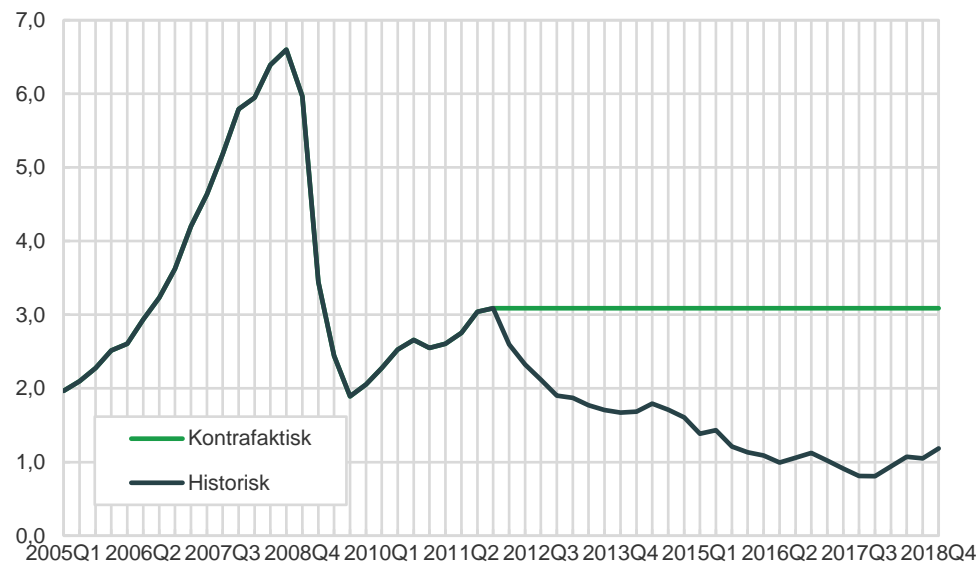
Tabell 5.4 viser virkninger på økonomien av lavere konsum med endogen rente, men eksogen valutakurs. Uten valutakursvekkelse vil sentralbanken måtte agere med en kraftigere renterespons for å bekjempe nedturen. Lavere rente virker stimulerende på investeringer, som igjen bidrar til å holde sysselsettingen oppe. Sammenliknet med scenariet hvor valutakursen svekkes er det ingen forskjell i ledighet og sysselsetting i 2040, men med et marginalt forskjellig forløp. Dette belyser viktigheten av den pengepolitiske responsen i modellkjøringen, nemlig at sentralbanken reagerer kraftig når en kronesvekkelse ikke virker stimulerende. Samtidig belyser dette skiftet sentralbankens problem med å oppnå finansiell stabilitet og lavere gjeldsoppbygging i en tid med lav etterspørsel. Til tross for lavere disponibel realinntekt og årslønnsvekst, er det høyere boligprisvekst og gjeldsoppbygging i dette scenariet. Dette skyldes at renteresponsen er sterkere når valutakursen ikke bidrar som en støtdemper.

## 5.5. Virkninger av rentefallet på norsk økonomi 2011-2018

Norges Bank senket styringsrenta med til sammen 1,75 prosentpoeng fra inngangen av desember 2011 til mars 2016. Fra mars 2016 til september 2018 lå styringsrenta på rekordlave 0,5 prosent. Som følge av den reduserte styringsrenta falt pengemarkedsrenta drøye 2,0 prosentpoeng fra utgangen av 2011 til inngangen av 2018, til i underkant av 1,0 prosent. I det følgende analyserer vi effektene av den gradvise rentenedgangen på norsk økonomi ved hjelp av KVARTS. Vi gjør dette

ved å sammenholde den faktiske utviklingen, som innebar en markert reduksjon i renta, med en kontrafaktisk utvikling hvor pengemarkedsrenta holdes på nivået fra 4. kvartal 2011 på rundt 3,0 prosent, se Figur 5.4. Denne analysen er ment å kaste lys over størrelsen på den pengepolitiske stimulansen som ble gitt ved at renta ble redusert i denne perioden.

**Figur 5.4 Pengemarkedsrente (3mnd)**



For å belyse den isolerte effekten av rentenedsettelsene i Norge har vi også valgt å holde pengemarkedsrenta i utlandet konstant fra nivået i 4. kvartal 2011. Konsekvensen av denne forutsetningen er at rentedifferansen mot utlandet forblir tilnærmet uendret og dermed reduseres effekten renta har på valutakursene. I tillegg forutsetter vi at alle andre politikkvariabler og den internasjonale økonomiske utviklingen ellers er upåvirket.

Tabell 5.5 viser virkninger på makroøkonomiske hovedstørrelser av lavere renter fra og med 1. kvartal 2012. Lavere rentenivå påvirker økonomien gjennom økt konsum- og investeringsetterspørsel. Det lavere rentenivået bidrar til å øke husholdningenes realdisponible inntekt ved at gjeldskostnadene faller og beregningene viser at husholdningenes konsum er rundt 3,5 prosent høyere i 2018 grunnet rentenedgangen. Om lag halvparten av det økte konsumet kan tilskrives høyere boligformue. Lavere renter bidro til å løfte boligprisene og dermed boligformuen. Beregningene viser at boligprisene har steget med nesten 24 prosent som følge av rentereduksjonen siden slutten av 2011. I perioden fra 2012 til 2018 økte boligprisene i Norge rundt 30 prosent målt ved Statistisk sentralbyrås boligprisindeks. Uten rentenedsettelsene ville dermed boligprisene vært betydelig lavere. Den lave renta har gjennom økte boligpriser gjort boligbygging mer lønnsomt. Boliginvesteringene var rundt 15 prosent høyere i 2018 enn i 2012. Uten rentenedsettelsene ville boliginvesteringene nesten ikke økt i denne perioden. De høye boliginvesteringene utgjør om lag 1/3 av den samlede effekten på BNP Fastlands-Norge som følge av lavere renter.

Lavere renter gjør også investeringsvarer billigere. Næringsinvesteringene er som følge av rentenedsettelsen rundt 9 prosent høyere i 2018. Den økte etterspørselen retter seg både mot hjemmemarkedet og import. Importen er 3,7 prosent høyere i 2018 mens produksjonen målt ved BNP Fastlands-Norge er 2,2 prosent høyere i samme år. For å produsere mer må virksomhetene skalere opp innsatsbruken og sysselsettingen øker som en konsekvens av dette, men ikke mer enn at

kapitalintensiteten forblir nær uendret. I 2018 er sysselsettingen nesten 1 prosent høyere, noe som tilsvarer rundt 25 000 personer. Nedgangen i arbeidsledighetsraten er derimot bare 0,4 prosentpoeng. Dette må sees i sammenheng med at flere melder seg på i arbeidsmarkedet i gode tider og arbeidsstyrken øker. Merk at offentlig sektor, som sysselsetter rundt 1/3 av de sysselsatte i Norge, holdes uendret i denne analysen.

Lavere renter bidrar i dette tilfellet også til lavere inflasjon gjennom effekten på leiepriser. Husleie utgjør rundt 20 prosent av det totale vektgrunnlaget i KPI. Husleiene reduseres som følge av at rentekostnadene blir lavere og dermed reduseres også prisene målt ved KPI når renta reduseres. Ifølge beregningen vil prisene være rundt 0,5 prosent lavere i 2018 som følge av rentenedsettelsene fra 2011. Det er viktig å merke seg at valutakurskanalen er nær skrudd av ettersom rentedifferansen mot utlandet er tilnærmet uendret. Dette er grunnen til at lavere renter ikke fører til høyere inflasjon.

**Tabell 5.5 Virkninger av lavere renter fra og med 1. kvartal 2012<sup>1</sup>**

	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018
BNP	0,1	0,2	0,5	0,8	1,2	1,5	1,8
Fastlands-Norge (markedsverdi)	0,1	0,3	0,6	0,9	1,4	1,8	2,2
Industri og bergv.	0,0	0,1	0,3	0,4	0,6	0,8	1,0
Etterspørsel fra Fastl.-Norge	0,1	0,6	1,1	1,6	2,2	2,8	3,5
Konsum i husholdninger mv.	0,2	0,8	1,4	1,9	2,5	3,1	3,6
Næringsinvesteringer	0,2	1,7	3,2	4,5	6,0	6,9	9,1
Eksport ekskl. olje og gass	0,0	-0,1	0,0	0,0	0,1	0,0	0,0
Import	0,1	0,7	1,2	1,8	2,5	3,1	3,7
Sysselsatte personer	0,0	0,1	0,1	0,2	0,4	0,7	1,0
Lønnstakere industri og bergv.	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,1	0,1
Arbeidsledighet pst.poeng	0,0	0,0	-0,1	-0,1	-0,2	-0,3	-0,4
Sysselsettingsandel, AKU (nivå)	0,0	0,0	0,1	0,2	0,3	0,4	0,6
Yrkesandel, AKU (nivå)	0,0	0,0	0,0	0,1	0,1	0,2	0,4
Arbeidsstyrke	0,0	0,0	0,1	0,1	0,2	0,4	0,6
Lønnsandel, Næringer F-N. (pp.)	0,0	-0,1	-0,2	-0,2	-0,3	-0,1	0,2
Lønnsandel, Industri (pp.)	-0,1	-0,1	-0,2	-0,2	-0,2	0,1	0,5
Årslønn	0,0	0,0	0,0	0,1	0,3	0,5	0,8
Hush. disp. realinntekt	0,7	1,5	1,8	2,5	3,1	3,8	4,2
Boligpris	0,2	2,1	5,9	10,2	15,0	19,6	24,0
Konsumprisindeksen (KPI)	-0,1	-0,2	-0,2	-0,2	-0,3	-0,4	-0,4
Importveid kronekurs (44 land)	-0,3	-0,3	0,2	0,4	0,5	0,4	0,2
<b>Forutsetninger</b>							
Pengemarkedsrente (nivå)	-0,9	-1,3	-1,4	-1,8	-2,0	-2,2	-2,0
Pengemarkedsrente euro (nivå)	-0,9	-1,3	-1,3	-1,5	-1,8	-1,8	-1,8

<sup>1</sup>Avvik fra referansebanen i prosent der annet ikke framgår.

## 6. Oppsummering

Mer markedsrett i produkt- og tjenestemarkedet, lavere lønnsandel og større ulikhet er tre globale utviklingstrekk som har vært trukket fram som mulige forklaringer på svak etterspørsel. I denne rapporten har vi analysert utviklingen i markedsrett, lønnsandel og ulikhet i Norge samt hvilke effekter dette har på samlet etterspørsel.

I kapittel 2 ble den økonomiske litteraturen som beskriver hvordan mer markedsrett og større ulikhet kan påvirke den samlede etterspørselen i økonomien gjennomgått. Gjennomgangen viste at økt markedsrett og større ulikhet både kan medføre lavere og høyere aktivitetsvekst. Effekten disse drivkreftene har på den samlede aktivitetsutviklingen avhenger i stor grad av om økt markedsrett skyldes sammensetningseffekter og til hvilken grad økt ulikhet påvirker konsumet.

I kapittel 3 ble utviklingen i lønnskostnadsandeler og markedsrett i Norge analysert. Analysen ble gjort fra både et makro- og mikroperspektiv ved bruk av henholdsvis nasjonalregnskapstall og regnskapsstatistikken fra Statistisk sentralbyrå. Nasjonalregnskapstallene går helt tilbake til 1970, og muliggjorde å se på den historiske utviklingen i lønnskostnadsandelen. Tallene fra regnskapsstatistikken er mer detaljerte enn nasjonalregnskapstallene, og gjorde det mulig å se på endringer i lønnskostnadsandeler innad i næringer som følge av sammensetningseffekter. Lønnskostnadsandelen har vært relativt stabil for næringer i Fastlands-Norge, men når det justeres for at antall selvstendige har falt viser utviklingen et moderat fall. En slik reduksjon i lønnskostnadsandelen kan videre potensielt medføre redusert konsumetterspørsel fra lønnstakere. Samtidig er reduksjonen i lønnskostnadsandelen mest utpreget i næringer hvor staten mottar en stor del av eierinntektene, enten direkte gjennom eierskap eller indirekte gjennom skatter. På denne måten dempes fordelingsvirkningene ved at endringene i stor grad finner sted i næringer der det offentlige mottar en betydelig del av inntektene, enten som eiere eller i form av skatt. I den grad disse inntektene anvendes til offentlige investeringer og konsum vil reduksjonen i etterspørselen som følge av fallende lønnskostnadsandel bli dempet. I kapittel 3 ble også utviklingen i markedsrett i Norge analysert, blant annet ved å se på utviklingen i prispåslaget. I vår analyse av konkurransesituasjonen finner vi at det aggregerte prispåslaget i Norge har vært relativt stabilt. Det at både prispåslaget og lønnskostnadsandelen har vært relativt stabile siden midten av 1990-tallet når vi ser vekk fra næringene nevnt over, gir oss dermed ikke grunnlag for å konkludere at utviklingen i lønnsandelen og markedsrett har redusert den samlede etterspørselen nevneverdig i denne perioden.

I kapittel 4 ble ulikhet og samlet etterspørsel analysert. Kapitlet viser at ifølge offisielle mål har inntektsulikheten i Norge økt fra midten av 1980-tallet, men økningen er moderat i forhold til utviklingen internasjonalt og i et historisk perspektiv. De offisielle tallene fanger imidlertid ikke opp urealiserte kapitalinntekter og kan derfor undervurdere utviklingen i inntektsulikheten i Norge. En viktig konklusjon fra kapittel 4 er at kilden til økt ulikhet er av betydning for hvor stor effekten på aggregert etterspørsel er. Inntektsulikheten kan øke som følge av økt inntektsrisiko eller som følge av økt spredning av permanent inntekt. Inntektsrisiko referer til usikkerheten rundt inntekten man forventer å få i løpet av arbeidslivet, mens permanent inntekt referer til en del av inntekten som vedvarer gjennom hele arbeidslivet. Analysen i denne rapporten indikerer at det i hovedsak er endringer i permanent inntekt som har ført til økt ulikhet i Norge, men at dette kun i liten grad har ført til lavere konsum og økt sparing. Effekten på samlet etterspørsel av økt ulikhet har dermed vært begrenset, og det er derfor ikke grunnlag for å konkludere med at den moderate økningen i ulikheten i Norge har

medført et betydelig fall i samlet etterspørsel. Resultatet følger også i analyser hvor vi har tatt høyde for en noe høyere inntektsulikhet enn det vises i de offisielle målene.

I kapittel 5 ble den makroøkonomiske modellen KVARTS benyttet for å analysere hvordan økt markedsrett vil kunne påvirke norsk økonomi. Økt markedsrett kan gi seg utslag i økte marginer i varehandelen eller økt markedsrett overfor underleverandører. I beregningen er det lagt til grunn økte varehandelsmarginer ved å øke prisen på varehandelsproduksjonen. Økte marginer i varehandelen medfører høyere konsumpriser, lavere reallønn og konsum. Når KPI øker i Norge, øker dermed ikke lønningene tilsvarende, noe som henger sammen med at nominelle lønninger er ganske stive på kort sikt. Samlet produksjon faller og næringsstrukturen endres slik at industrien ekspanderer, mens tjenesteytende næringer og bygg og anlegg reduseres. Økt markedsrett overfor underleverandører, som for eksempel virksomheter i næringsmiddelindustrien, vil kunne medføre lavere lønnsomhet. Grunnet frontfagsmodellens virkemåte vil likevel industrien kunne bli mer konkurransedyktig. Dette skyldes at tøffere markedsbetingelser i næringsmiddelindustrien vil kunne medføre at industrien som helhet forhandler fram lavere lønninger. Sammen med lavere importandel bidrar dette til at industrien blir mer konkurransedyktig på mellomlang sikt. Analysene i kapittel 5 viser at effekten av lavere lønnsandel ikke entydig vil medføre lavere økonomisk aktivitet i alle næringer, men at den økonomiske aktiviteten i de ulike næringene avhenger av hvilke forhold som driver endringen i lønnsandelen.

I kapittel 5 ble det også, gjennom simuleringer på KVARTS, analysert hvordan norsk økonomi vil kunne påvirkes hvis ulikheten øker og det er et betydelig gjennomslag fra økt ulikhet til konsum. Modellanalysen viser at økt ulikhet medfører lavere etterspørsel gjennom lavere konsum. Reduksjonen i konsum fordeler seg ulikt mellom forskjellige næringer som følge av at forskjellige typer konsumvarer har ulike vekter og inntektselastisiteter. Varekonsumet faller raskere og om lag dobbelt så mye som tjenestekonsumet de første årene, men på lengre sikt jevner denne forskjellen seg ut. Lavere konsum gir seg videre utslag i lavere investeringer, produksjon og import. Lavere aktivitet betyr høyere ledighet, lavere årslønn og lavere inflasjon. For å bekjempe økt ledighet og lavere inflasjon reduseres renta. I en situasjon hvor rentenivået allerede er satt ned til null, slik man har opplevd i 2020, kan ytterligere rentenedgang være vanskelig å få til. Da blir effektene mer negative enn det resultatene i kapittel 5 viser.

Avslutningsvis ble det i kapittel 5 gjennomført en kontrafaktisk analyse som beskrev virkningen av rentefallet på norsk økonomi i perioden 2011-2018. Den reduserte renta bidro isolert til at produksjonen, målt ved BNP Fastlands-Norge, er 2,1 prosent høyere og at sysselsettingen er nesten 1 prosent høyere i 2018. Det lavere rentenivået bidrar til å øke husholdningenes realdisponible inntekt ved at gjeldskostnadene faller og beregningene viste at husholdningenes konsum er rundt 3,5 prosent høyere i 2018 grunnet rentenedgangen. Om lag halvparten av det økte konsumet kan tilskrives høyere boligformue. Lavere renter bidro til å løfte boligprisene i modellen med 24 prosent i denne perioden. Til sammenligning økte boligprisene i Norge rundt 30 prosent målt ved Statistisk sentralbyrås boligprisindeks i perioden fra 2012 til 2018.

## Referanser

- Aaberge, R., Atkinson, T., & Modalsli, J. (2017). *On the Measurement of Long-Run Income Inequality: Empirical Evidence from Norway, 1875-2013* (IZA Discussion Papers 10574).
- Acemoglu, D., & Restrepo, P. (2019). Automation and new tasks: How technology displaces and reinstates labor. *Journal of Economic Perspectives*, 33(2), 3–30. <https://doi.org/10.1257/jep.33.2.3>
- Aghion, P., Bloom, N., Blundell, R., Griffith, R., & Howitt, P. (2005). Competition and Innovation: an Inverted-U Relationship. *The Quarterly Journal of Economics*, 120(2), 701–728. <https://doi.org/10.1093/qje/120.2.701>
- Aghion, Philippe, Bergeaud, A., Boppart, T., Klenow, P. J., & Li, H. (2019). Missing Growth from Creative Destruction. *American Economic Review*, 109(8), 2795–2822. <https://doi.org/10.1257/aer.20171745>
- Alesina, A., Nicoletti, G., Ardagna, S., & Schiantarelli, F. (2005). Regulation and investment. *Journal of the European Economic Association*, 3(4), 791–825. <https://doi.org/10.1162/1542476054430834>
- Amiti, M., Itskhoki, O., & Konings, J. (2019). International Shocks, Variable Markups, and Domestic Prices. *The Review of Economic Studies*, (February), 1–47. <https://doi.org/10.1093/restud/rdz005>
- Anundsen, A. K., & Jansen, E. S. (2013). Self-reinforcing effects between housing prices and credit. *Journal of Housing Economics*, 22(3), 192–212. <https://doi.org/10.1016/j.jhe.2013.07.001>
- Arkolakis, C., Costinot, A., Donaldson, D., & Rodríguez-Clare, A. (2019). The Elusive Pro-Competitive Effects of Trade. *The Review of Economic Studies*, 86(1), 46–80. <https://doi.org/10.1093/restud/rdx075>
- Arrow, K. (1962). Economic Welfare and the Allocation of Resources for Innovations. In R. Nelson (Ed.), *The Rate and Direction of Inventive Activity*. Princeton University Press.
- Auclert, A., & Rognlie, M. (2018). Inequality and aggregate demand. <https://doi.org/10.4337/9781786433053.00009>
- Aukrust, O. (1977). Inflation in the open economy: a norwegian model. In L. B. Klein & W. S. Salant (Eds.), *World Wide Inflation. Theory and Recent Experience*. Washington D.C.: Brookings.
- Autor, D., Dorn, D., Katz, L. F., Patterson, C., & Reenen, J. Van. (2019). The Fall of the Labor Share and the Rise of Superstar Firms. Revised version of NBER Working Paper 23396.
- Ballantyne, A., Cusbert, T., Evans, R., Guttman, R., Hambur, J., Hamilton, A., ... Rees, D. (2019). MARTIN Has Its Place : A Macroeconometric Model of the Australian Economy. *RBA Research Discussion Paper*, 07.
- Bårdsen, G., Eitheim, Ø., Jansen, E., & Nymo, R. (2005). *The Econometrics of Macroeconomic Modelling*. Oxford University Press.
- Bergholt, D., Furlanetto, F., & Faccioli, N. M. (2019). *The decline of the labor share: new empirical evidence. Working Paper, Norges Bank*.
- Bjørnstad, R., Eggen, F. W., Kostøl, F. B., & Sparrman, V. (2017). *Årsaken bak økt ulikhet: Teknologiske endringer eller maktforskyvning* (Rapport nr. 7-2017 fra Senter for lønnsdannelse).
- Böckerman, P., & Maliranta, M. (2013). Outsourcing, Occupational Restructuring, and Employee Well-Being: Is There a Silver Lining? *Industrial Relations: A Journal of Economy and Society*, 52(4), 878–914. <https://doi.org/10.1111/irel.12039>
- Boug, P., Cappelen, Å., & Eika, T. (2017). *Fiskale multiplikatorer i norsk økonomi*. Statistisk sentralbyrå. Rapporter (2017/9)
- Boug, P., Cappelen, Å., Jansen, E., & Swensen, A. R. (2019). *The consumption Euler equation or the Keynesian consumption function ?* Statistisk sentralbyrå, Discussion Paper (904). Forthcoming i Oxford Bulletin of

- Economics and Statistics.
- Boug, P., Cappelen, Å., & Swensen, A. R. (2006). Expectations and regime robustness in price formation: Evidence from vector autoregressive models and recursive methods. *Empirical Economics*, 31(4), 821–845. <https://doi.org/10.1007/s00181-006-0056-7>
- Boug, P., Cappelen, Å., & Swensen, A. R. (2010). The new Keynesian Phillips curve revisited. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 34(5), 858–874. <https://doi.org/10.1016/j.jedc.2010.01.001>
- Boug, P., Cappelen, Å., & Swensen, A. R. (2017). Inflation Dynamics in a Small Open Economy. *The Scandinavian Journal of Economics*, 119(4), 1010–1039. <https://doi.org/10.1111/sjoe.12194>
- Boug, P., & Dyvi, Y. (2008). *MODAG – En makroøkonomisk modell for norsk økonomi*. Statistisk sentralbyrå, Sosiale og økonomiske studier (111).
- Boug, P., & Fagereng, A. (2010). Exchange rate volatility and export performance: a cointegrated VAR approach. *Applied Economics*, 42(7), 851–864. <https://doi.org/10.1080/00036840802600491>
- Bowitz, E., & Cappelen, Å. (2001). Modeling income policies: some Norwegian experiences 1973–1993. *Economic Modelling*, 18(3), 349–379. [https://doi.org/10.1016/S0264-9993\(00\)00044-4](https://doi.org/10.1016/S0264-9993(00)00044-4)
- Brasch, T. v., Dapi, B., & Sparrman, V. (2017). Sammenstillingseffekter mellom næringer og veksten i gjennomsnittlig årslønn. *SSB, Notater*, 45.
- Brasch, T. v., & Horgen, E. (2018). Nedgang i sysselsettingsandelen på grunn av flere eldre? *SSB Analyse*.
- Brasch, T. v., Hungnes, H., & Strøm, B. (2018). *Ringvirkninger av petroleumsnæringen i norsk økonomi. Basert på endelige nasjonalregnskapstall for 2015*. Statistisk sentralbyrå, *Rapporter 2018/18*.
- Brasch, Thomas von, Gjelsvik, M. L., & Sparrman, V. (2018). Deunionization and job polarization – a macroeconomic model analysis for a small open economy. *Economic Systems Research*, 5314(May), 1–20. <https://doi.org/10.1080/09535314.2018.1468738>
- Butenschøn, J. L. (2019). *The evolution of firms' market power in Norway*. Norwegian University of Life Sciences.
- Cappelen, Å., & Eika, T. (2019). Immigration and the Dutch disease. A counterfactual analysis of the Norwegian resource boom 2004–2013. *Open Economies Review*. <https://doi.org/10.1007/s11079-019-09543-9>
- Cappelen, Å., Skjerpen, T., & Tønnessen, M. (2015). Forecasting Immigration in Official Population Projections Using an Econometric Model. *International Migration Review*, 49(4), 945–980. <https://doi.org/10.1111/imre.12092>
- Cicinelli, C., Cossio, A., Nucci, F., Ricchi, O., & Tegami, C. (2010). The Italian Treasury Econometric Model (ITEM). *Economic Modelling*, 27(1), 125–133. <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2009.08.001>
- Crespo, C. J., Kubala, J., & Petrikova, K. (2018). Does income inequality affect aggregate consumption? Revisiting the evidence. *Empirical Economics*, 55(2), 905–912. <https://doi.org/10.1007/s00181-017-1302-x>
- Dagsvik, J. K., Kornstad, T., & Skjerpen, T. (2013). Labor force participation and the discouraged worker effect. *Empirical Economics*, 45(1), 401–433. <https://doi.org/10.1007/s00181-012-0598-9>
- De Loecker, J., & Eeckhout, J. (2019). Global Market Power.
- De Loecker, J., Eeckhout, J., & Unger, G. (2019). The Rise of Market Power and the Macroeconomic Implication. *Accepted, The Quarterly Journal of Economics*, November 2019.
- Diez, F., Leigh, D., & Tambunlertchai, S. (2018). Global Market Power and its Macroeconomic Implications. *IMF Working Papers*, 18(137), 1. <https://doi.org/10.5089/9781484361672.001>
- Eika, T., Strøm, B. & Cappelen, Å. (2013). *Konkurransetsatte næringer i Norge*. Statistisk sentralbyrå, *Rapporter 2013/58*.

- Evensen, T., Dysvik, E., Kalko, J., & Thomassen, A. (2010). Nærmere studie av eiendomsdrift i nasjonalregnskapet. *SSB, Notater*, 44.
- Fagereng, A., & Halvorsen, E. (2017). Imputing consumption from Norwegian income and wealth registry data. *Journal of Economic and Social Measurement*, 42(1), 67–100. <https://doi.org/10.3233/JEM-170438>
- Fagereng, A., Holm, M. B., Moll, B., & Natvik, G. (2019). *Saving Behavior Across the Wealth Distribution: The Importance of Capital Gains* (<https://benjaminmoll.com/wp-content/uploads/2019/07/SBWD.pdf>).
- Fagereng, A., Holm, M. B., & Natvik, G. J. (2019). *MPC Heterogeneity and Household Balance Sheets* ([https://drive.google.com/file/d/1P54abu4EZK\\_77kP3nZwYm4ui-Jnsf6WP/view](https://drive.google.com/file/d/1P54abu4EZK_77kP3nZwYm4ui-Jnsf6WP/view)).
- Fagereng, A., Holm, M. B., & Torstensen, K. N. (2019). *Housing Wealth in Norway, 1993-2015*.
- Fichtenbaum, R. (2011). Do Unions Affect Labor's Share of Income: Evidence Using Panel Data. *American Journal of Economics and Sociology*, 70(3), 784–810. <https://doi.org/10.1111/j.1536-7150.2011.00792.x>
- Finansdepartementet. (2019). Muligheter for alle – Fordeling og sosial bærekraft. *Stortingsmelding*, 13.
- Fjærli, E. (2009). Bak Gini-koeffisienten: Om inntektene fra forretningsvirksomheten til Norges største eiere. *SSB, Økonomiske Analyser*, 3.
- Gjelsvik, M., Nymoen, R., & Sparrman, V. (2019). Cointegration and Structure in Norwegian Wage-Price Dynamics. *Econometrics (Revise and Resubmit)*.
- Gjelsvik, M., Prestmo, J., & Sparrman, V. (2013). *Arbeidstilbudet i KVARTS og MODAG. Statistisk sentralbyrå, Notater (15)*.
- Greaker, M., & Lindholt, L. (2019). Grunnrenten i norsk akvakultur og kraftproduksjon fra 1984 til 2018. *SSB, Rapporter*, 34.
- Gutiérrez, G., & Philippon, T. (2017). Investmentless growth: An empirical investigation. *Brookings Papers on Economic Activity*, 2017(Fall), 89–190. <https://doi.org/10.1353/eca.2017.0013>
- Hagelund, K., Nordbø, E. W., & Sauvik, L. (2017). Lønnsandelen. *Norges Bank: Bankplassen*, 9.
- Hendry, D. F. (2011). Empirical economic model discovery and theory evaluation. *Rationality, Markets and Morals*, 2, 115–145.
- Hoel, M., & Nymoen, R. (1988). Wage formation in norwegian manufacturing. An empirical application of a theoretical bargaining model. *European Economic Review*, 32(4), 977–997. [https://doi.org/10.1016/0014-2921\(88\)90056-6](https://doi.org/10.1016/0014-2921(88)90056-6)
- Holden, S. (1988). Local and Central Wage Bargaining. *The Scandinavian Journal of Economics*, 90(1), 93. <https://doi.org/10.2307/3440152>
- Holden, S. (1998). Wage drift and the relevance of centralised wage setting. *Scandinavian Journal of Economics*, 100(4), 711–731. <https://doi.org/10.1111/1467-9442.00132>
- Holden, S. (2018). *Makroøkonomi*. Cappelen Damm.
- Houngbonon, G. V., & Da Costa, P. (2017). *Declining Labor Share and Innovation*.
- Hungnes, H. (2011). A demand system for input factors when there are technological changes in production. *Empirical Economics*, (40), 581–600. <https://doi.org/10.1007/s00181-010-0346-y>
- ILO, & OECD. (2015). *The Labour Share in G20 Economies*.
- Jansen, E. S. (2013). Wealth effects on consumption in financial crises: The case of Norway. *Empirical Economics*, 45(2), 873–904. <https://doi.org/10.1007/s00181-012-0640-y>
- Jarosch, G., Nimczik, J., & Sorkin, I. (2019). *Granular Search, Market Structure, and Wages* (Discussion Papers No. 12574).
- Kolsrud, D., & Nymoen, R. (2014). Macroeconomic Stability or Cycles? The Role



- of the Wage-Price Spiral. *Australian Economic Papers*, 53(1–2), 41–68.  
<https://doi.org/10.1111/1467-8454.12020>
- Kolsrud, D., & Nymoen, R. (2015). Heuristic vs formal dynamics of the wage- and price-curve model of equilibrium unemployment. *Journal of Economic Studies*, 42(2), 186–206. <https://doi.org/10.1108/JES-05-2013-0074>
- Konkurransetilsynet. (2009). *Konkurransen i Norge*.
- Landsem, J. (2016). An investigation of the Norwegian consumption function. *Statistics Norway, Notater*, 20.
- Layard, R., Nickell, S., & Jackman, R. (2005). *Unemployment* (2nd ed.). Oxford: Oxford University Press.
- Leigh, D., Lian, W., Poplawski-Ribeiro, M., & Tsyrenniko, V. (2015). Exchange rates and trade flows: disconnected? In *World Economic Outlook* (pp. 105–142).
- Menon. (2019). Utvikling i næringskonsentrasjoner og marginer i Norge. <https://www.menon.no/wp-content/uploads/2019-93-Utvikling-i-n%C3%A6ringskonsentrasjon-og-marginer-i-Norge.pdf>
- Norges Bank. (2019). Pengepolitisk rapport med vurdering av finansiell stabilitet, (1).
- Nymoen, R. (2017). Between institutions and global forces: Norwegian wage formation since industrialisation. *Econometrics*, 5(1), 1–54.  
<https://doi.org/10.3390/econometrics5010006>
- Nymoen, R., & Rødseth, A. (2003). Explaining unemployment: Some lessons from Nordic wage formation. *Labour Economics*, 10(1), 1–29.  
[https://doi.org/10.1016/S0927-5371\(02\)00133-1](https://doi.org/10.1016/S0927-5371(02)00133-1)
- Raval, D. (2019). *Testing the Production Approach to Markup Estimation*.
- Rødseth, A. (2000). *Open economy macroeconomics*. Cambridge University Press.
- Schwellnus, C., Pak, M., Pionnier, P.-A., & Crivellaro, E. (2018). Labour share developments over the past two-decades: The role of technological progress, globalization and “winner-takes-most” dynamics. In *OECD Employment Outlook*. OECD.
- Statistisk sentralbyrå. (2019). *Konjunkturtendensene med Økonomisk utsyn over året 2018*.
- Straub, L. (2017). *Consumption, Savings, and the Distribution of Permanent Income*. *Brookings Papers on Economic Activity* (Vol. Fall).
- TBU. (2019). Grunnlaget for inntektsoppgjørene 2019. *NOU*, 6.
- Tørsløv, T., Wier, L., & Zucman, G. (2019). *The missing profits of nations*.

## Vedlegg A Oppdragsgivers beskrivelse av oppdraget

Vi ønsker en utredning om svak etterspørsel i økonomien som en mulig utfordring for sysselsettingen. Noen viktige drivkrefter bak dette kan være:

1. Lønn følger ikke produktivitetsutviklingen. Dermed finner ikke verdiskapingen veien tilbake til økonomien gjennom økt etterspørsel.
2. Økt ulikhet. De med de høyeste inntektene sparer en større andel av inntekten.
3. Monopoltendenser i produkt- og tjenestemarkedene. Monopolistene ser seg ikke tjent med å reinvestere overskuddene i produktiv virksomhet.

En mulig konsekvens er at finans- og pengepolitikken blir for belastet med å holde etterspørselen oppe. Nå har rentene blitt svært lave og det har ført til høy gjeldsbelastning og svært høye eiendomspriser. Finanspolitikken kan kanskje gjøre mer, men det er neppe bærekraftig at den økonomiske politikken skal kompensere for disse mer strukturelle etterspørselsendringene. Det kan tale for tiltak for å snu utviklingen.

Det foreslås at utvalget bestiller en utredning som tar utgangspunkt i en modell for norsk økonomi som innehar mekanismene den norske modellen bygger på, dvs. en kollektiv lønnsdannelse som hindrer lønn-lønn-spiraler selv med høy etterspørsel, for så å analysere etterspørsels- og sysselsettingsvirkningene av disse tre utviklingstrekkene; fallende lønnsandel, økt ulikhet og monopoltendenser i tjenestenæringene.

I analysen bør det tas høyde for ulik konsumtilbøyelighet mellom fattig og rik. Det bør også undersøkes om sparing gjennom boligetterspørsel, som i stor grad driver opp boligpriser, er en kanal til redusert etterspørsel og produksjon i seg selv, og til formuesulikhet og derigjennom redusert etterspørsel som en annenrundeeffekt.

### Prosjektets innhold

På bakgrunn av problembeskrivelsen over, ønsker vi et prosjekt med følgende innhold:

- En vurdering av utviklingen og drivkreftene som er beskrevet, dvs. i hvilken grad påstandene stemmer med den faktiske utviklingen. Her bør det også kort vurderes om det er andre utviklingstrekk som også påvirker samlet etterspørsel.
- At det foretas en modellmessig beregning av konsekvenser av den faktiske utviklingen.
- At det foretas en modellmessig beregning av konsekvensene av en mulig framtidig utvikling av drivkreftene, som beskrevet i punkt 1-3 over.
- En kort vurdering av hva som kan gjøres (politikk/tiltak) for å motvirke en utvikling med for svak etterspørsel som følge av drivkreftene beskrevet over.

Vurderingene og modellberegningene skal sammenfattes i et samlet notat.

### Mulig tillegg om teknologisk utvikling

Et mulig tilleggspunkt ville være å analysere etterspørselseffekter av teknologisk utvikling. Mer konkret ville det være interessant å belyse etterspørselseffekter knyttet til en eller flere av fire potensielle kanaler:

Tjenesteleverandører oppnår monopolmakt overfor forbrukere på grunn av naturlig monopol (store faste kostnader og små variable kostnader, og på grunn av innlåsingeffekter fra teknologiske løsninger). Dermed faller reallønningene med frontfagsmodellen der lønningene bestemmes av industrien.

Tjenesteleverandørene oppnår monopolmakt overfor underleverandører (monopsonimakt), siden de har et naturlig monopol i forbrukermarkedet. Tjenesteleverandører oppnår monopolmakt overfor arbeidstakere og kan presse lønninger og tilknytningsformer. Overskuddene som generes blir ikke reinvestert i økt produksjonskapasitet, fordi det utkonkurrerer bare dem selv, men flyttes gjennom skytjenester og interntjenester til skatteparadis.

Modellanalysen bør ta sikte på å belyse konsekvensene av endringer langs disse kanalene. Denne analysen bør suppleres med annet arbeid som problematiserer og forsøker å identifisere slike utviklingstrekk.

Også i denne analysen bør det belyses hvilket spillerom det er for å bruke penge- og finanspolitikken til å motvirke endringene, og om de strukturelle/teknologiske endringene kan føre til at økonomiske virkemidler blir overbelastet, slik at det svekker handlingsmulighetene i stabiliseringspolitikken.

### **Prosjektbeskrivelse**

Vi ber om en prosjektbeskrivelse som gir en kort vurdering av problembeskrivelsen og hvordan oppdraget kan løses. Prosjektbeskrivelsen skal inneholde en beskrivelse av metodevalg og vurdering av metodiske/modellmessige utfordringer. I tillegg skal prosjektskissen inneholde en tidsplan, kostnadsramme og oversikt over prosjektansvarlig og eventuelle andre medarbeider. Det bør være en separat vurdering og kostnadsramme for tilleggspunktet.

Det bør være kontakt mellom oppdragsgiver og oppdragstaker underveis i prosjektet for presentasjon og diskusjon av foreløpige resultater

Prosjektbeskrivelsen bør foreligge innen medio august 2019.  
Prosjektet skal være ferdigstilt innen midten av januar 2020.

Kontaktpersoner i Sysselsettingsutvalget:

- Utvalgsleder Steinar Holden
- Utvalgssekretær Sverre Try

## Vedlegg B Oppdragstakers/SSBs beskrivelse av oppdraget

### Vurdering av problembeskrivelsen

I problembeskrivelsen spør man om svak etterspørsel i økonomien er en mulig utfordring for sysselsettingen. Det pekes på tre mulige drivkrefter; fallende lønnsandel (produktreal lønn følger ikke arbeidsproduktivitet), monopol tendenser i tjenestenæringene og økt ulikhet.

Den første delen av utredningen vil gi en vurdering av den empiriske relevansen og betydningen av disse tre drivkreftene for norsk økonomi. I analysen av hver av de tre drivkreftene vil vi i rapporten referere kort til internasjonal faglitteratur og hva institusjoner som OECD finner, der det er relevant. I rapporten vil vi også vurdere andre utviklingstrekk som har påvirket samlet etterspørsel. Konkret gjelder dette utviklingen i etterspørselen fra utlandet, samt penge- og finanspolitikken som har vært ført.

**Monopol tendenser.** Jo mindre konkurranse det er i produktmarkedene, jo høyere vil prispåslaget eller mark-up over grensekostnadene være. I KVARTS er det generelt spesifisert «prislikninger» som er basert på en standard økonomisk sammenheng mellom produsentpriser og produsentenes marginalkostnader. Så lenge man på detaljert næringsnivå aksepterer at grensekostnader er proporsjonale med gjennomsnittskostnader (som gjelder eksakt så lenge skalaelastisiteten er en konstant parameter slik for eksempel tilfellet er med Cobb-Douglas- og CES-produktfunksjoner), kan vi lett undersøke hvilke næringer som har økende mark-up over tid ved hjelp av regnskapsdata uten å estimere parametere i produktfunksjonen.

På næringsnivå kan vi i tillegg utnytte mikrodata (herunder regnskapsinformasjon) for å måle grader av konsentrasjon i markeder ved hjelp av såkalte Herfindahl-indeks (summen av kvadrerte markedsandeler). En ofte brukt standard er at dersom indeksen er over 2.500 (maksimal verdi er 10.000 når en bedrift har 100% av markedet), er det svak konkurranse i et marked. Ved å bruke observasjoner av disse indeksene over tid og næring, og sammenholde dette med mark-up'er estimert på detaljerte regnskapsdata fra nasjonalregnskapet, kan vi få et inntrykk av endringer i graden av konsentrasjon i norsk næringsliv. Vi kan da sammenholde endringer i konsentrasjon målt med Herfindahl-indeksen med observerbare endringer i mark-up. Hvis det er et slik sammenfall, kan vi estimere de makroøkonomiske virkningene av dette (herunder virkninger på sysselsetting) ved hjelp av KVARTS ved å studere effektene av eksogene skift i mark-up på sentrale størrelser i makro og i arbeidsmarkedet.

Endringer i mark-up som ikke sammenfaller med økt konsentrasjon målt med Herfindahl-indeksen, er også mulig å observere og vil bli dokumentert. Manglende sammenfall mellom endringer i Herfindahl-indeksen og mark-up over tid kan skyldes andre økonomiske forhold (eksempelvis kan skift i preferanser gi endringer i mark-up), og vi oppfatter oppdraget dithen at å utrede årsaken til slike endringer ikke skal inngå i analysen.

**Lønnsandel.** Som understreket av Autor mfl. (2019), De Loecker mfl. (2019) og Layard mfl. (2005, s. 103) kan høyere mark-up (monopol tendenser) også gi seg utslag i lavere lønnskostnadsandel. Det finnes mange andre alternative forklaringer på årsaken til lavere lønnsandeler, som f.eks. «superstar firms» (Autor mfl. 2019), redusert forhandlingsmakt hos arbeidstakere og fagforeninger (Bergholt mfl. 2018; Bjørnstad mfl. 2017; Fichtenbaum 2011; Brasch mfl. 2018; Jarosch mfl. 2019),

teknologi og automatisering (Acemoglu og Restrepo 2019), og globalisering og handel (Böckerman og Maliranta 2012).

Det foreligger allerede god tilgjengelig informasjon om lønnsandeler i ulike næringer i Norge, blant annet gjennom TBU-rapportene. Fra siste TBU-rapport (NOU 2019:6) og vedlegg 6 (figur 6.3 og figur 6.4) framgår det at lønnsandelen i markedsrettet virksomhet i Fastlands-Norge har falt med 10 prosentpoeng av faktorinntekten siden 1990-tallet (når man justerer for selvstendiges arbeidsinnsats/inntekt). Justerer man ikke for selvstendige (noe som er urimelig), er lønnsandelen om lag konstant. Ser man derimot på lønnsandelen i industrien (og her spiller justering for selvstendiges arbeidsinnsats liten rolle), er denne ganske stabil på lang sikt, men har betydelig endringer over tid blant annet pga. konjunkturelle forhold. Denne utviklingen for Fastlands-Norge er for øvrig ikke i strid med den skandinaviske inflasjonsmodellen forstått primært som en lønnsdannelsesmodell.

Nasjonalt regnskapet har nettopp gjennomgått en «tallrevisjon» som påvirker tallene i hovedsak de siste ti årene (publisering 29. august 2019). I utredningen vil vi oppdatere beregningene for lønnsandeler for ulike næringer for å kunne anslå hvorvidt lønnsandelene har falt, hvor mye de eventuelt har falt og i hvilke næringer endringer har skjedd. En fallende lønnsandel kan implisere lavere konsum og etterspørsel i økonomien, men samtidig vil en fallende lønnsandel føre til økt avlønning til kapital og i den grad dette øker bedrifters investeringer kan dette ha en dempende (men ikke fullstendig utlignende) effekt (Houngbonon og Da-Costa 2017; OECD 2015).

Det er et åpent spørsmål i hvilken grad de observerte endringene i lønnsandeler på næringsnivå skyldes endringer i lønnsandel i de enkelte virksomhetene innen næringen («within-firm»), eller endret sammensetning av virksomheter innen næringen («between-firm»). For å kartlegge betydningen av disse sammensetningseffektene over tid vil vi utføre en Olley-Pakes-dekomponering ved bruk av data fra virksomhetenes regnskaper.

På et mer aggregert nivå er det et spørsmål om endringer i lønnsandelen skyldes en endring i lønnsandelen innen næringer («shift») eller som følge av en reallokering av økonomisk aktivitet mellom næringer («share»), eksempelvis overgangen fra tradisjonell industri til tjenesteytelse. For å se på bidraget fra disse to komponentene vil vi i tillegg utføre en såkalt «shift-share»-analyse (se for eksempel Elsby mfl. 2013; Hagelund mfl. 2017). Etersom konjunkturer kan påvirke lønnsandeler vil vi også gjennomføre analysene på utvalgte tidsperioder for å se på endringer i lønnsandeler under høy- og lavkonjunkturer. Et nært tilknyttet mål på fordeling av faktorinntekt over tid er å sammenligne lønnsutviklingen med produktivitetsutviklingen over tid (se OECD (2015) for en oversikt over utviklingen i flere OECD-land), hvor vi bruker regnskapsdata på virksomhetsnivå for å kartlegge utviklingen over tid og eventuelle sammensetningseffekter som kan drive en slik utvikling.

Om det er sammensetningseffekter innad i næringer («between-firm») som driver endringer i lønnsandeler i næringer over tid, kan dette støtte opp under hypotesen om «superstar firms» ettersom sammensetningen av virksomheter er drivkraften bak den endrete konkurransesituasjonen under denne hypotesen. En endring i lønnsandelen på aggregert nivå som drives av endringer internt i de ulike virksomhetene («within-firm») vil på sin side peke i retning av økende monopol-tendenser innad i næringer som en forklaring på endring i lønnsandel. Samtidig vil en endring i lønnsandelen på aggregert nivå som drives av en reallokering av økonomisk aktivitet mellom næringer («share») antyde at endringen drives av (mer

sekulære) teknologiske endringer og økonomisk vekst. Hvilke av disse skiftene som driver endringene i lønnsandelen vil ha implikasjoner for hvor vidt eventuelle tiltak for å korrigere for en fallende lønnsandel vil være relevant, og i hvor stor grad den fallende lønnsandelen kan sees på som en markedssvikt som kan rettes opp i ved hjelp av offentlig politikk.

Analysen på amerikanske data har vist at sammensetningseffekter i betydelig grad har preget de aggregerte nasjonalregnskapsseriene. For eksempel finner Elsby mfl. (2013) at selv om lønnsandelen i privat markedsrettet virksomhet («nonfarm business sector») var relativt konstant i perioden 1948 til 1987 skyldtes det at økende gjennomsnittlig lønnsandel i de enkelte virksomhetene ble motsvart av negative sammensetningseffekter. Autor mfl. (2019) finner at sammensetningseffekter er betydelige og forklarer det meste av fallet i lønnsandelen mellom 1997 og 2012 i industrien. Selv om den aggregerte lønnsandelen i industrien har vært relativt stabil i Norge gjennom de siste 30 årene, kan det skjule endringer i virksomhetsspesifikke lønnsandeler.

Som tidligere nevnt kan det være mange andre alternative drivkrefter bak en fallende lønnsandel, og det er ikke opplagt at en fallende lønnsandel kan tolkes som et utslag av endringer i markedsmessige eller samfunnsmessige forhold som myndighetene lett kan gjøre noe med. Faktorandeler avhenger generelt av teknologiske forhold så vel som utvikling i relative faktorpriser, og endringer i disse kan føre til endringer i faktorforholdene i visse perioder. Det finnes her en omfattende internasjonal faglitteratur på området og en diskusjon av måleproblemer er høyst relevant her, jfr. Bridgman (2018) og Cetto mfl. (2019) for nyere studier.

Vi vil, med referanse til resultatene fra dekomponeringen av utviklingen i lønnsandelen beskrevet ovenfor, forsøke å vise relevansen av de mulige forklaringsfaktorene i norsk sammenheng. Ved bruk av den makroøkonometriske modellen KVARTS vil vi foreta beregninger som illustrerer hvordan drivkreftene som har påvirket lønnsandelen vil slå ut i makroøkonomiske hovedstørrelser, herunder samlet etterspørsel og sysselsetting.

**Økt ulikhet.** Det er velkjent at inntektsfordelingen i Norge er blitt noe skjevere de siste tjue årene. Dette gjelder både fordelingen av individuell lønnsinntekt (for heltidsekvivalenter), se figur 2.9 i NOU 2019:6 og fordelingen av samlet inntekt før og etter skatt (også når man justerer for utbytteinntekter), se figur 7.3 i NOU 2019:6. Et unntak fra den generelle utviklingen er at fordelingen for Pensjonister og trygdede har blitt noe jevnere i perioden, se figur 7.2 i samme NOU. Fordeling av næringsinntekt og kapitalinntekt er ganske skjevt fordelt på personer. Blant yrkesaktive hadde de 10 prosent rikeste 20 prosent av lønnsinntekten, nesten halvparten av næringsinntekten og hele 86 prosent av kapitalinntektene i 2017. Kapitalinntektene var skjevare fordelt i 2017 enn i 2007.

Har endringene i inntektsfordeling betydning for etterspørselen? For å besvare dette spørsmålet vil vi benytte to tilnærminger for å vurdere om endringer i den personlige inntektsfordelingen (primært etter skatt) har betydning for husholdningenes konsum. Den første er basert på Straub (2019) og den andre er basert på Auclert og Rognlie (2018). Begge disse studiene bruker data fra USA, og vi vil gjøre deler av deres analyser på norske mikrodata.

Straub (2019) finner empirisk støtte for en konkav konsumfunksjon som en funksjon av permanent inntekt og argumenterer for at en slik sammenheng bryter med forutsetningen om homotetiske preferanser. Han foreslår derfor å benytte en modell med ikke-homotetiske preferanser som tillater modellen å reprodusere

samme mønster. Én implikasjon av slike preferanser er at sparingen øker med inntekten og at økt inntektsulikhet kan føre til lavere konsum. Spørsmålet er i hvilken grad denne sammenhengen også finnes i norske data. I så fall kan vi forsøke å benytte en modell for å vurdere effekten av økt ulikhet uten at det nødvendigvis er så viktig å slå fast hva som driver denne utviklingen.

Auclert og Rognlie (2018) undersøker i hvilken grad økt inntektsulikhet fører til et fall i konsum i en modell med homotetiske preferanser. De finner at selv i en slik modell kan økt inntektsulikhet dempe konsumet, men det er avhengig av om årsaken til økningen i inntektsulikheten skyldes permanente effekter eller økt inntektsrisiko. I det første tilfellet er effekten på konsum liten, mens i det andre tilfellet kan den være betydelig. Det kan derfor være viktig å fastslå hvilken av disse som best beskriver utviklingen i Norge.

Både en endring i preferanser og i inntektsprosess kan benyttes i en mikro-simuleringsmodell for heterogene aktører basert på norske data, som for eksempel modellen i Fagereng, Holm og Natvik (2018) (modellen har likheter med modell-opplegget i Carroll mfl. (2017)). Ved å bruke en slik modell kan vi simulere hva endringer i den personlige inntektsfordelingen kan bety for husholdningenes konsum. Dermed kan vi lage velbegrunnede anslag for de makroøkonomiske effektene i arbeidsmarkedet av slike endringer.

Det er mulig å knytte punktet om at den personlige inntektsfordelingen er blitt skjevere over tid i Norge til punktet foran om en skjeve funksjonell fordeling (fordeling av faktorinntekt i fastlandsøkonomien). For å besvare spørsmålet om økt ulikhet har noen betydning for etterspørselen, er dette imidlertid ikke nødvendig. I utredningen for Sysselsettingsutvalget vil vi derfor i hovedsak fokusere på sammenhengen mellom inntektsulikhet og etterspørsel uavhengig av utviklingen i funksjonell fordeling.

En endring i den funksjonelle fordelingen og økt ulikhet i den personlige fordelingen som gir økt sparing, vil ikke uten videre føre til samlet lavere etterspørsel. Vi kjenner fra enkle keynesianske modeller at økt sparing (et negativt skift i makrokonsumfunksjonen) vil gi negativ effekt på BNP og sysselsettingen. Men dersom økt skjevhet i den personlige fordelingen skyldes økte overskudd i bedriftene (og ikke bare en omfordeling av lønnsmassen) kan dette føre til økte investeringer. I investeringsatferd basert på Tobins  $q$  vil en økning i overskuddene kunne øke verdien av selskapene og gi insentiver til å øke kapitalen og investeringene i en periode og dermed etterspørsel og sysselsetting. Benedictow og Hammersland (2019) analyserer ved hjelp av KVARTS betydningen av finansielle akseleratorer for næringsinvesteringer i fastlandsøkonomien. Finansielle akseleratorer er kjennetegnet ved prosykliske aksjekurser, slik at når investeringene øker vil aksjekursene øke. Den økte aksjekursen vil så øke investeringene ytterligere via en Tobins  $q$  mekanisme som igjen vil spille over på aksjekursene. I KVARTS vil økte aksjekurser gi økte investeringer og en raskere tilpasning til en kostnadsminimerende fordeling av innsatsfaktorer.

For å besvare oppdraget på dette punktet vil vi altså både utnytte en nyutviklet mikrosimuleringsmodell for heterogene aktører basert på norske data, og den makroøkonometriske modellen KVARTS for å analysere mer generelle makroeffekter og effekter for sentrale størrelser i arbeidsmarkedet.

Når vi har gått gjennom de ulike driverne bak utviklingen i ulikhet, og vi har foretatt ulike modellberegninger for å anslå de kvantitative effektene på sentrale makroøkonomiske variable, skal det gjøres en vurdering av utviklingstrekkene. Deretter skal det gjøres modellberegninger med en framtidig utvikling i driverne

som bakgrunn for å antyde hvilke politiske tiltak som kan settes i verk for å motvirke eventuell uønskede effekter. I alle analysene skal man vurdere hvilken rolle penge- og finanspolitikken kan ha i relasjon til drivkreftene.

### **Noen egenskaper ved KVARTS som har betydning for resultatene vi vil finne**

I beskrivelsen av norsk økonomi er KVARTS-modellen basert på noen antakelser og økonometriske undersøkelser som det kan være nyttig å ha i mente før prosjektet settes i gang.

*Lønnsdannelsen:* Modellen er basert på en variant av den skandinaviske inflasjonsmodellen. Konkret betyr det at lønnsdannelsen i industrien er avgjørende for lønnsutviklingen i resten av økonomien. Men den konkrete implementeringen av denne hovedideen (som har god støtte i økonometriske studier gjort av mange forskere over langt tid) er noen tilpasninger (the devil is in the details) som vi vil framheve. Selv om det er produktlønna og produktivitet i industrien som er enerådende drivere for lønna på lang sikt, er det korttidseffekter av konsumprisindeks og gjennomsnittsskattesats for lønnstakere på kort sikt. I skjermede sektorer er «outside option» spesifisert som lønn i andre næringer og systemet for arbeidsledighetstrygd. Sistnevnte har også innebygd et element av skatter siden marginals-katten vs gjennomsnittsskatten på lønn inngår fordi ledighetstrygden (om lag 62 % av forrige års lønn) jo beskattes mindre på marginalen enn vanlig lønnsinntekt). Outside option inkluderer også lønn i oljesektoren (som er høy) og slik sett har «oljeøkonomien» en liten, men direkte innflytelse på lønnsdannelsen i KVARTS.

*Sysselsetting eller «demand for labour»:* I hver næring (ekskl. offentlig forvaltning) er det spesifisert et sett av faktoretterspørselsfunksjoner basert på en KLEM-type produktfunksjon, men i hovedsak av Cobb-Douglas-typen (litt CES noen steder). Cobb-Douglas produksjonsfunksjon impliserer en konstant lønnskostnadsandel i de næringene der dette er gjeldende. For å undersøke betydningen av for eksempel faktor-skjeve teknologiske endringer, hvis dette viser seg å være empirisk relevant for Norge gjennom analysen om lønnsandeler, vil en derfor måtte styre produksjonsteknologien i KVARTS gjennom restledd. Sysselsetting i timer avhenger på lang sikt bare av relative faktorpriser og brutto-produksjon samt total faktorproduktivitet. Det er konstant skalautbytte i hver næring. Bortsett fra korttidseffekter er gjennomsnittlig arbeidstid konstant. Med monopolistisk konkurranse i produktmarkedene, blir produksjonen bestemt av etterspørsel og relative priser hvor tilbudssiden kommer inn via grensekostnadsfunksjonen (konsistent med faktoretterspørselen og produktfunksjonen i hver næring). Det er her endringer i etterspørselen kommer inn i arbeidsmarkedet ifølge modellen.

*Arbeidstilbudet:* Det er spesifisert flere økonometriske relasjoner for yrkesprosenten etter kjønn og alder. Disse ratene avhenger generelt av konsumreallønn etter skatt, men tilbudsresponsene er generelt ganske små. I tillegg inngår det et potensielt viktig element i disse likningene sett i relasjon til dette prosjektet, nemlig en såkalt «discouraged worker effect». Denne medfører at når det blir økt press i arbeidsmarkedet og ledighetsraten synker, vil yrkesprosentene øke selv ved uendret konsumreallønn etter skatt. Gjennom denne mekanismen vil altså økt etterspørsel i arbeidsmarkedet som reduserer ledigheten, både øke lønn og tilbud av arbeid. Via faktoretterspørsel (substitusjon) og produksjon (konkurransesevne-faktorer) vil så økt lønn redusere sysselsettingen isolert sett, og vi får et omfattende samspill mellom disse faktorene over tid.

*Arbeidsledighet:* I KVARTS er arbeidskraftundersøkelsens (AKU) definisjon av ledighet som inngår og ikke den registrerte ledigheten. I tillegg inngår det en rekke



kiler mellom nasjonalregnskapets og AKUs sysselsettingsbegrep knyttet til utenlandske arbeidstakere som ikke er bosatte i Norge (og derfor ikke med i AKU men i NR). I tillegg har modellen endogen innvandring som gjør at befolkningen endres når presset i økonomien (målt ved AKU-ledigheten) øker. Økt etterspørsel lekker derfor ut både gjennom korttidsinnvandring og mer generell innvandring, noe som demper effekten på yrkesaktiviteten for allerede bosatte «nordmenn».

I de makroøkonomiske analysene vil vi redegjøre for betydningen av disse elementene i de ulike delstudiene samt synliggjøre eventuelle begrensninger ved bruk av modellen.

### **Mulig tillegg om teknologisk utvikling.**

Som et mulig tilleggspunkt ble det etterspurt en analyse av etterspørselseffekter av teknologisk utvikling ved at tjenesteleverandører oppnår monopolmakt overfor forbrukere, underleverandører og arbeidstakere. Det ble også etterspurt en analyse av at genererte overskudd ikke reinvesteres i økt produksjonskapasitet men flyttes gjennom skytjenester og interntjenester til skatteparadis. Virkningsmekanismene det siktes til i forslaget til utredning er p.t. ikke innarbeidet i KVARTS og vi anser at det vil være for omfattende å innarbeide disse kanalene i løpet av høsten 2019/våren 2020. Vi kan derimot gjennomføre en analyse hvor vi endrer noen parametere i KVARTS for å belyse hvordan økt monopolmakt overfor forbrukere, underleverandører og arbeidstakere kan føre til lavere faktorpriser. Vi vil også vise hvordan gjennomslaget av disse parameterendringene til den overordnede makroøkonomiske utviklingen. Hvis det lar seg gjøre ved hjelp av KVARTS vil vi også se på til hvilken grad en slik endring av parameterverdier er konsistent med den historiske utviklingen.

### **Referanseliste**

- Acemoglu, D., Restrepo, P. (2019), “Automation and New Tasks: How Technology Displaces and Reinstates Labor”, *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 33, No. 2, 3-30.
- Auclert, A. and M. Rognlie (2018), “Inequality and Aggregate Demand”, mimeo, Stanford University and NBER.
- Autor, D., Dorn, D., Katz, L. F., Patterson, C., Van Reenen, J. (2019), “The Fall of the Labor Share and the Rise of Superstar Firms”, Working Paper.
- Benedictow, A., and R. Hammersland (2019), “A financial accelerator in the business sector of a macro-econometric model of a small open economy”, forthcoming in *Economic Systems Research*.
- Bergholt, D., Furlanetto, F., Faccioli, N. C. (2018), “The Decline of the Labor Share: New Empirical Evidence”, Working Paper.
- Bjørnstad, R., Eggen, F. W., Kostøl, F. B., Sparrman, V. (2017), “Årsaken bak økt ulikhet: teknologiske endringer eller maktforskyvning?», Rapport nr. 7-2017, Senter for lønnsdannelse.
- Brasch, T., Gjelsvik, M. L., Sparrman, V. (2018), “Deunionization and Job Polarization - A Macroeconomic Model Analysis for a Small Open Economy”, *Economic Systems Research*, Vol. 30, No. 3, 380-399.
- Bridgman, B. (2018), “Is Labor’s Loss Capital’s Gain? Gross versus Net Labor Shares”, *Macroeconomic Dynamics*, Vol. 22, 2070-2087.

- Bockerman, P., Maliranta, M. (2012), “Globalization, Creative Destruction, and Labour Share Change: Evidence on the Determinants and Mechanisms from Longitudinal Plant-Level Data”, *Oxford Economic Papers*, Vol. 64, 259-280.
- Carroll, D., J. Slacalek, K. Tokunaka and M.N White (2017): “The distribution of wealth and the marginal propensity to consume”, *Quantitative Economics*, **8**, 977-1020.
- Cette, G., Koehl, L., Philippon, T. (2019), “Labor Shares in Some Advanced Economies”, NBER Working Paper 26136, Cambridge.
- De Loecker, J., Eeckhout, J., Unger, G. (2018), “The Rise of Market Power and the Macroeconomic Implications”, Working Paper.
- Elsby, M. W., Hobijn, B. Sahin, A. (2013), “The Decline of the U.S. Labor Share”, *Brookings Papers on Economic Activity*, Fall 2013.
- Fagereng, A., Holm, M. B. og Natvik, G. (2019) “MPC Heterogeneity and Household Balance Sheets” (May 31, 2019). SSRN.
- Fichtenbaum, R. (2011), “Do Unions Affect Labor’s Share of Income: Evidence Using Panel Data”, *American Journal of Economics and Sociology*, Vol. 70, No. 3, 784-810.
- Hagelund, K., Nordbø, E. W., Sauvik, L. (2017), “Lønnsandelen”, Aktuell kommentar nr. 9/2017, Norges Bank.
- Houngbonon, G. V., Da-Costa, P. (2017), “Declining Labor Share and Innovation”, Working Paper.
- Jarosch, G., Nimczik, J. S., Sorkin, I. (2019), “Granular Search, Market Structure, and Wages”, IZA Working Paper No. 12574
- Layard, R., Nickell, S., Jackman, R. (2005), *Unemployment: Macroeconomic Performance and the Labor Market*, Oxford University Press.
- OECD (2015), “The Labour Share in G20 Economies”, Report.

## Vedlegg C Dekomponering av endring i lønnskostnadsandel i driftsresultatsendringer og lønnskostnadsendringer

Ligning (C1) viser hvordan den justerte lønnskostnadsandelen fra ligning (3.2) for næring  $i$  i år  $t$  ( $\tilde{S}_{Lit}$ ) kan skrives som en funksjon av totale lønnskostnader ( $W_{it}^T L_{it}^T \equiv W_{it} L_{it} + W_{it}^S L_{it}^S$ ) og en justert versjon av driftsresultat ( $R_{it}^A K_{it}^A$ ):<sup>68</sup>

$$(C1) \quad \tilde{S}_{Lit} = \frac{W_{it} L_{it} + W_{it}^S L_{it}^S}{P_{it} Y_{it}} = \frac{W_{it} L_{it} + W_{it}^S L_{it}^S}{W_{it} L_{it} + R_{it} K_{it}} = \frac{W_{it}^T L_{it}^T}{W_{it}^T L_{it}^T + R_{it}^A K_{it}^A} \\ = \left( 1 + \frac{R_{it}^A K_{it}^A}{W_{it}^T L_{it}^T} \right)^{-1}$$

Videre kan endringen i den justerte lønnskostnadsandelen skrives som følger:

$$(C2) \quad \Delta \left( \frac{1}{\tilde{S}_{Lit}} \right) = \frac{1}{\tilde{S}_{Lit}} - \frac{1}{\tilde{S}_{Lit-1}} = \frac{\tilde{S}_{Lit-1}}{\tilde{S}_{Lit} \tilde{S}_{Lit-1}} - \frac{\tilde{S}_{Lit}}{\tilde{S}_{Lit} \tilde{S}_{Lit-1}} \\ = \frac{\tilde{S}_{Lit-1} - \tilde{S}_{Lit}}{\tilde{S}_{Lit} \tilde{S}_{Lit-1}} \\ = - \frac{\Delta \tilde{S}_{Lit}}{\tilde{S}_{Lit} \tilde{S}_{Lit-1}} \\ \Delta \tilde{S}_{Lit} = - \tilde{S}_{Lit} \tilde{S}_{Lit-1} \Delta \left( \frac{1}{\tilde{S}_{Lit}} \right) \\ = - \tilde{S}_{Lit} \tilde{S}_{Lit-1} \Delta \left( 1 + \frac{R_{it}^A K_{it}^A}{W_{it}^T L_{it}^T} \right) \\ = - \tilde{S}_{Lit} \tilde{S}_{Lit-1} \Delta \left( \frac{R_{it}^A K_{it}^A}{W_{it}^T L_{it}^T} \right)$$

Den siste delen av uttrykket i ligning (C3) kan videre dekomponeres (eksakt) som:

$$(C3) \quad \Delta \left( \frac{R_{it}^A K_{it}^A}{W_{it}^T L_{it}^T} \right) = \left( \frac{2}{W_{it}^T L_{it}^T + W_{it-1}^T L_{it-1}^T} \right) \Delta R_{it}^A K_{it}^A \\ - \left( \frac{1}{W_{it}^T L_{it}^T + W_{it-1}^T L_{it-1}^T} \right) \left( \frac{R_{it}^A K_{it}^A}{W_{it}^T L_{it}^T} + \frac{R_{it-1}^A K_{it-1}^A}{W_{it-1}^T L_{it-1}^T} \right) \Delta W_{it}^T L_{it}^T$$

Settes ligning (C3) inn i ligning (C2) framkommer det endelige uttrykket:

$$(C4) \quad \Delta \tilde{S}_{Lit} = - \tilde{S}_{Lit} \tilde{S}_{Lit-1} \Delta \left( \frac{R_{it}^A K_{it}^A}{W_{it}^T L_{it}^T} \right) \\ = - \tilde{S}_{Lit} \tilde{S}_{Lit-1} \left( \frac{2}{W_{it}^T L_{it}^T + W_{it-1}^T L_{it-1}^T} \right) \Delta R_{it}^A K_{it}^A \\ + \tilde{S}_{Lit} \tilde{S}_{Lit-1} \left( \frac{1}{W_{it}^T L_{it}^T + W_{it-1}^T L_{it-1}^T} \right) \left( \frac{R_{it}^A K_{it}^A}{W_{it}^T L_{it}^T} + \frac{R_{it-1}^A K_{it-1}^A}{W_{it-1}^T L_{it-1}^T} \right) \Delta W_{it}^T L_{it}^T$$

Den første delen av uttrykket i ligning (C4) viser bidraget fra endringer i driftsresultatet til endringen i lønnskostnadsandelen, mens den andre delen av uttrykket viser bidraget fra endringer i lønnskostnader til endringen i lønnskostnadsandelen.

<sup>68</sup> Justeringen går ut på at lønnskostnader til selvstendig næringsdrivende trekkes fra driftsresultatet.

## Vedlegg D Dekomponering av endring i lønnskostnadsandelen i lønnsandelseffekten og sammensetningseffekten

For å utlede bidragene til lønnsandelseffekten og sammensetningseffekten, bruker vi dekomponeringsmetoden til Brasch mfl. (2017) hvor den aggregerte lønnskostnadsandelen i år  $t$  kan skrives som et vektet snitt av lønnskostnadsandelen i forskjellige næringer (indeksert med  $i$ ) i år  $t$ :

$$\begin{aligned}
 (D1) \quad S_{Lt} &= \sum_i \frac{P_{it}Y_{it}}{P_tY_t} \times S_{Lit} \\
 &= \sum_i \frac{P_{it}Y_{it}}{\sum_i P_{it}Y_{it}} \times S_{Lit} \\
 &= f(P_{1t}Y_{1t}, P_{2t}Y_{2t}, \dots, S_{L1t}, S_{L2t})
 \end{aligned}$$

Vektene er altså totale driftsinntekter for næring  $i$  i år  $t$  relativt til totale driftsinntekter i år  $t$ .  $f$  er en ikke-lineær funksjon av nærings-spesifikke driftsinntekter og lønnskostnadsandeler. Endringen i lønnskostnadsandelen fra år  $t-1$  til år  $t$  kan dermed skrives som følgende approksimasjon:

$$(D2) \quad \Delta S_{Lt} \approx \sum_i \overline{f'_{P_{i,t-1}Y_{i,t-1}}} \times \Delta P_{it}Y_{it} + \sum_i \overline{f'_{S_{Lit,t-1}}} \times \Delta S_{Lit}$$

Det første leddet i ligning (D2) er summen av alle sammensetningseffekter over næringer, mens det andre leddet er summen av alle lønnsandelseffekter over næringer. Skriver vi ut uttrykkene for de førstederiverte i ligning (D2) får vi gjennomsnittlig endring i lønnskostnadsandel fra  $t-1$  til år  $t$  som:

$$\begin{aligned}
 (D3) \quad \Delta S_{Lt} &\approx \sum_i \frac{1}{2} \left( \frac{1}{P_{t-1}Y_{t-1}} [S_{Li,t-1} - S_{L,t-1}] + \frac{1}{P_tY_t} [S_{Lit} - S_{Lt}] \right) \times \Delta P_{it}Y_{it} \\
 &\quad + \sum_i \frac{1}{2} \left( \frac{P_{i,t-1}Y_{i,t-1}}{P_{t-1}Y_{t-1}} + \frac{P_{it}Y_{it}}{P_tY_t} \right) \times \Delta S_{Lit}
 \end{aligned}$$

Merk her at på aggregert nivå så er lønnsandeleffekten fra ett år til et annet (det andre leddet) en eksakt endring, mens approksimasjonsfeilen inngår i sammensetningseffekten fra ett år til et annet (det første leddet). For en eksakt dekomponering på aggregert nivå kan vi dermed legge til den årsspesifikke approksimasjonsfeilen til sammensetningseffekten.

Vi kan bruke rammeverket i ligning (D3) for å utlede hvor mye av endringen i den aggregerte lønnskostnadsandelen fra 1995 til 2018 som drives av bidrag fra hver av næringshovedområdene vi ser på, hvor dekomponering i lønnsandelsbidrag og sammensetningsbidrag nå er spesifikk for næring  $i$ :

$$\begin{aligned}
 (D4) \quad \Delta S_{Lit} &\approx \frac{1}{2} \left( \frac{1}{P_{t-1}Y_{t-1}} [S_{Li,t-1} - S_{L,t-1}] + \frac{1}{P_tY_t} [S_{Lit} - S_{Lt}] \right) \times \Delta P_{it}Y_{it} \\
 &\quad + \frac{1}{2} \left( \frac{P_{i,t-1}Y_{i,t-1}}{P_{t-1}Y_{t-1}} + \frac{P_{it}Y_{it}}{P_tY_t} \right) \times \Delta S_{Lit}
 \end{aligned}$$

På aggregert nivå i ligning (D3) la vi til approksimasjonsfeilen, som gjelder på aggregert nivå, til sammensetningseffekten. For den nærings-spesifikke dekomponeringen i ligning (D4) har vi som forenkling antatt at denne approksimasjonsfeilen er uniformt fordelt over alle næringer, slik at hver næring får tillagt til en lik andel av denne på sammensetningseffekten.

Vi kan også bruke rammeverket i ligning (D3) til å utlede bidraget til «within-firm»- og «between-firm»-komponenter innad i næringer, hvor den første

komponenten viser endringer i lønnskostnadsandeler innad i foretak og den andre komponenten viser endringer i lønnskostnadsandeler som skyldes reallokering mellom foretak. På næringsnivå blir dermed dekomponeringen i endringen i lønnskostnadsandelen fra ligning (D3) som følger:

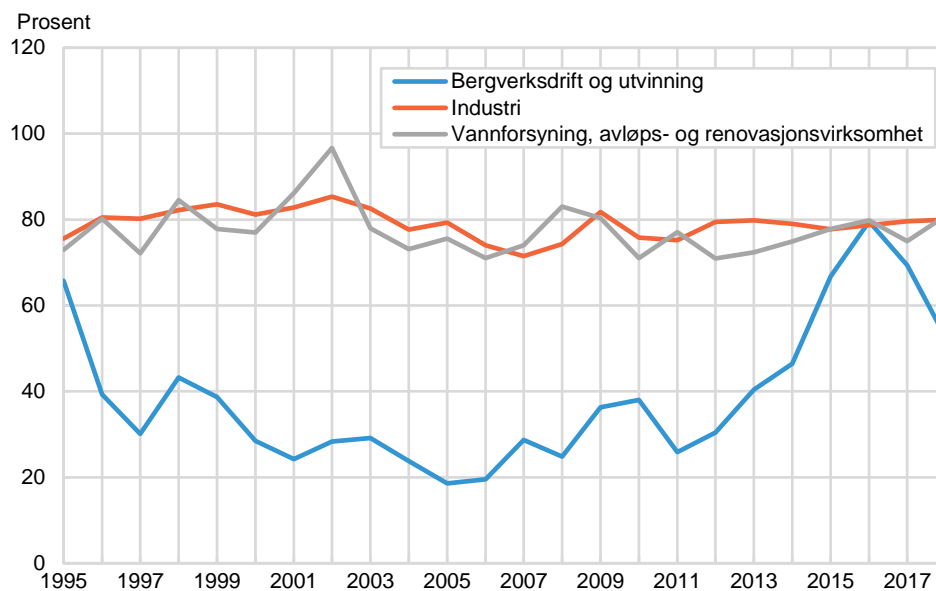
$$(D5) \quad \Delta S_{Lit} \approx \sum_{j \in i} \frac{1}{2} \left( \frac{1}{P_{i,t-1} Y_{i,t-1}} [S_{Lij,t-1} - S_{Lj,t-1}] + \frac{1}{P_{it} Y_{it}} [S_{Lijt} - S_{Ljt}] \right) \\ \times \Delta P_{ijt} Y_{ijt} + \sum_{j \in i} \frac{1}{2} \left( \frac{P_{ij,t-1} Y_{ij,t-1}}{P_{i,t-1} Y_{i,t-1}} + \frac{P_{ijt} Y_{ijt}}{P_{it} Y_{it}} \right) \times \Delta S_{Lijt}$$

For en eksakt dekomponering på næringshovedområde legger vi til den nærings- og årsspesifikke approksimasjonsfeilen til sammensetningseffekten.

## Vedlegg E Lønnskostnadsandel etter næringshovedområde

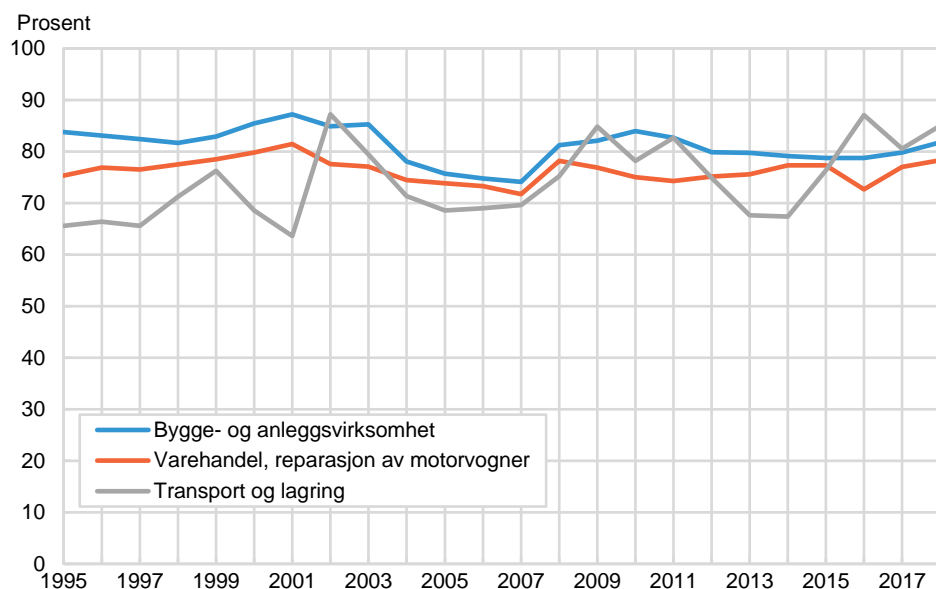
Figurene i dette vedlegget viser utviklingen i lønnskostnadsandelen i perioden 1995-2018, etter næringshovedområde. Lønnskostnadsandelen er basert på data fra regnskapsstatistikken, se avsnitt 3.2 for detaljer.

**Figur E1 Lønnskostnadsandel**



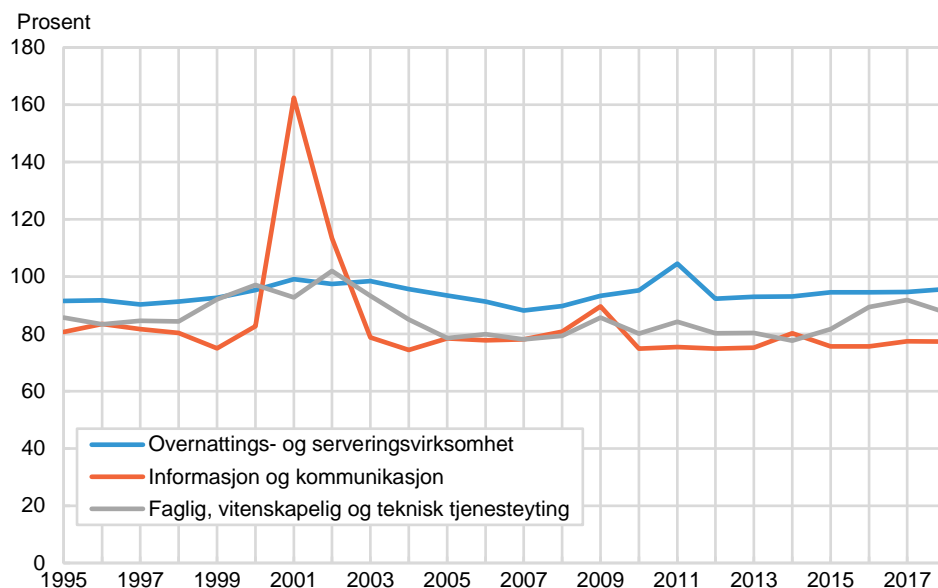
Kilde: Statistisk sentralbyrå, Regnskapsstatistikken.

**Figur E2 Lønnskostnadsandel**



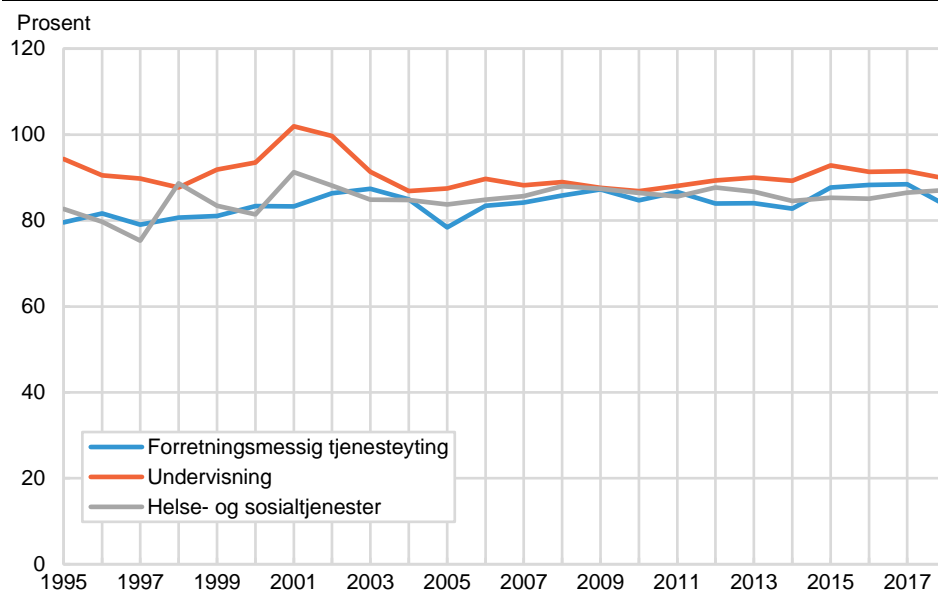
Kilde: Statistisk sentralbyrå, Regnskapsstatistikken.

**Figur E3 Lønnskostnadsandel<sup>1</sup>**



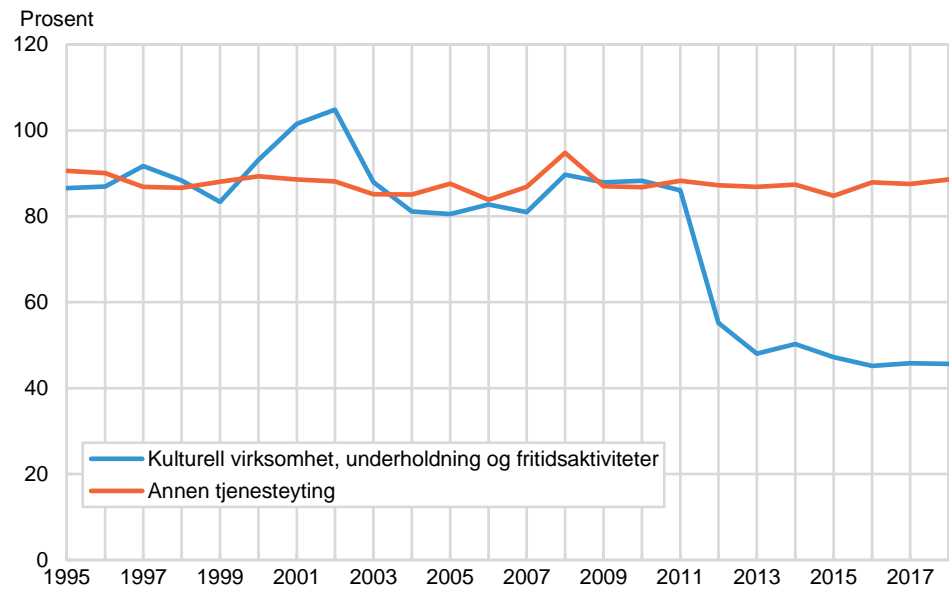
<sup>1</sup>Merk at økningen i lønnskostnadsandelen i Informasjon og kommunikasjon i 2001-2002 skyldes svært svake driftsresultater som følge av det såkalte «dotcom»-boblen.  
Kilde: Statistisk sentralbyrå, Regnskapsstatistikken.

**Figur E4 Lønnskostnadsandel**



Kilde: Statistisk sentralbyrå, Regnskapsstatistikken.

**Figur E5 Lønnskostnadsandel<sup>1</sup>**



<sup>1</sup>Merk at det permanente skiftet ned i lønnskostnadsandelen i Kulturell virksomhet, underholdning og fritidsaktiviteter fra 2012 og utover skyldes at Norsk Tipping AS første gang inngår i regnskapsstatistikken i 2012.  
Kilde: Statistisk sentralbyrå, Regnskapsstatistikken.



## Vedlegg F Olley-Pakes-dekomponering

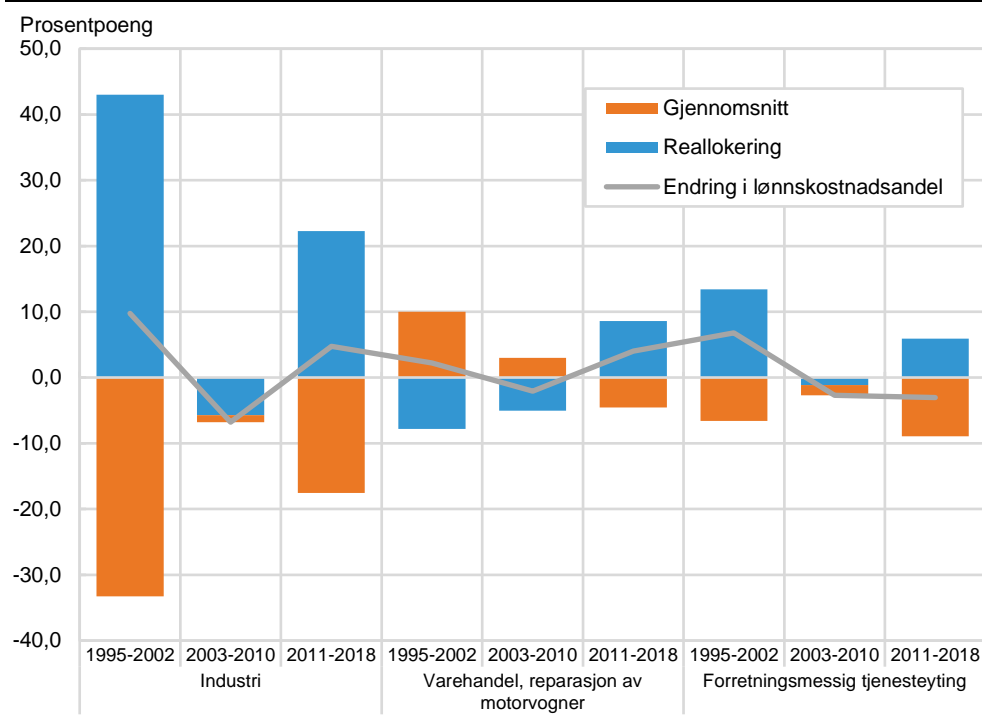
For å kunne utlede bidraget til «within-firm»-endringer and «between-firm»-endringer til lønnskostnadsandelen kan vi også bruke en Olley-Pakes-dekomponering på foretaksnivå, som viser endringer i lønnskostnadsandelen som summen av endringer i lønnskostnadsandeler innad i foretak og endringer i lønnskostnadsandeler som skyldes reallokering mellom foretak:

$$(F1) \quad \begin{aligned} \Delta S_{Lit} &= S_{Lit} - S_{Li,t-1} \\ &= \Delta \overline{S}_{Lit} + \Delta \sum_{j \in i} (\omega_{ijt} - \bar{\omega}_{it})(S_{Lijt} - \overline{S}_{Lit}) \end{aligned}$$

Det første leddet i ligning (F1) kan forstås som endringen i den gjennomsnittlige lønnskostnadsandelen i næring *i*, mens det andre leddet i ligningen er endringen i kovariansen mellom foretakenes (indeksert med *j*) markedsandeler og lønnskostnadsandeler i næringen.<sup>69</sup>

Figur F1 viser endringen i lønnskostnadsandelen over fire tidsperioder for tre av næringshovedområdene (Industri, Varehandel og reparasjon av motorvogn, og Forretningsmessig tjenesteyting) og dekomponeringen til gjennomsnittseffekten og reallokerings-effekten.

**Figur F1 Dekomponering av endring i lønnskostnadsandel**



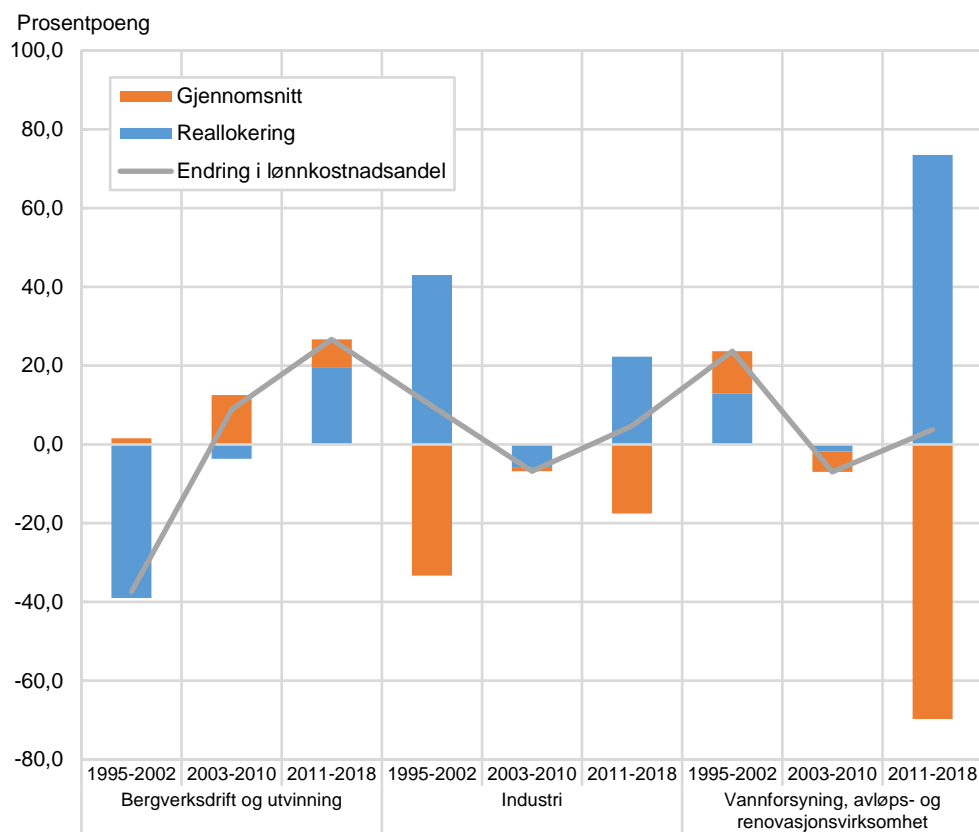
Kilde: Statistisk sentralbyrå, Regnskapsstatistikken.

For industrien ser vi for perioden 2011-2018 at gjennomsnittseffekten («within-firm») fanger opp en gjennomsnittlig reduksjon i lønnskostnadsandelen på 17,5 prosentpoeng som følge av reduksjon i foretakenes lønnskostnadsandel. Dette motsvares av en positiv reallokerings-effekt («between-firm») på 22,3 prosentpoeng, som tilsier at det er en reallokering til foretak med overgjennomsnittet høy lønnskostnadsandel.<sup>70</sup>

<sup>69</sup> For å oppnå (en tilnærmet) eksakt aggregering fra foretaksnivå til næringshovedområde settes markedsandelsvektene på foretaksnivå ( $\omega_{ijt}$ ) til foretakets andel av total faktorinntekt i næringen.

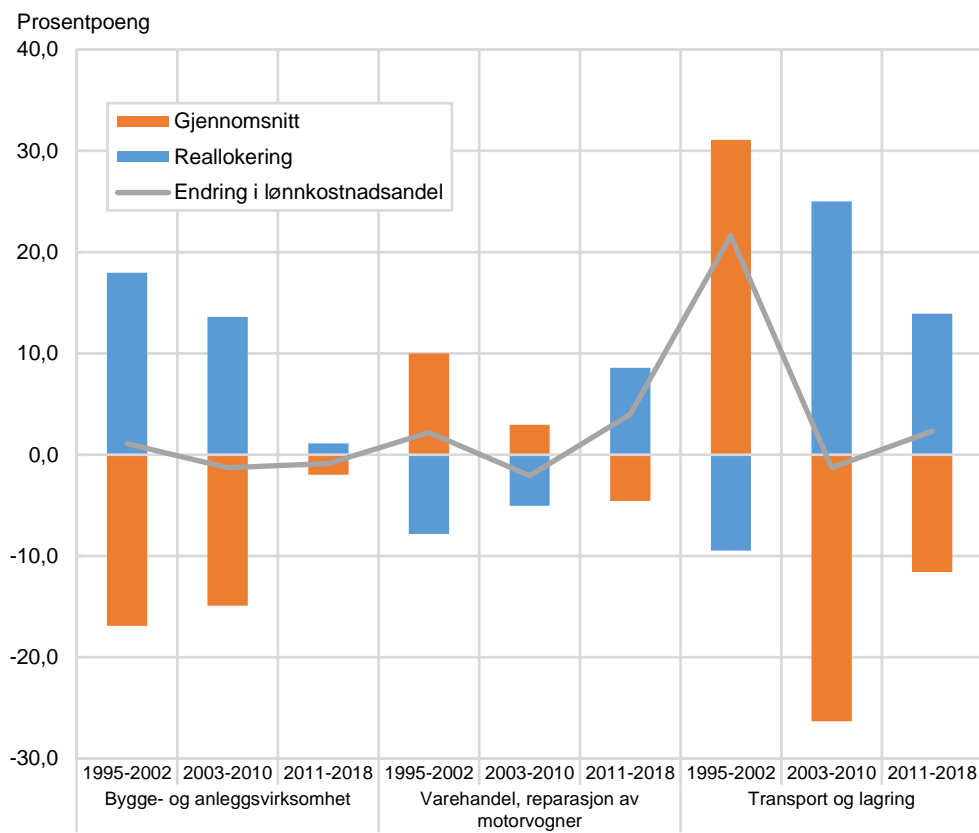
<sup>70</sup> Merk at denne dekomponeringen heller ikke tar høyde for «entry» og «exit» av foretak i regnskapsstatistikken, hvor lønnskostnadsandelen potensielt kan være ikke-representativ.

**Figur F2 Dekomponering av endring i lønnskostnadsandel**



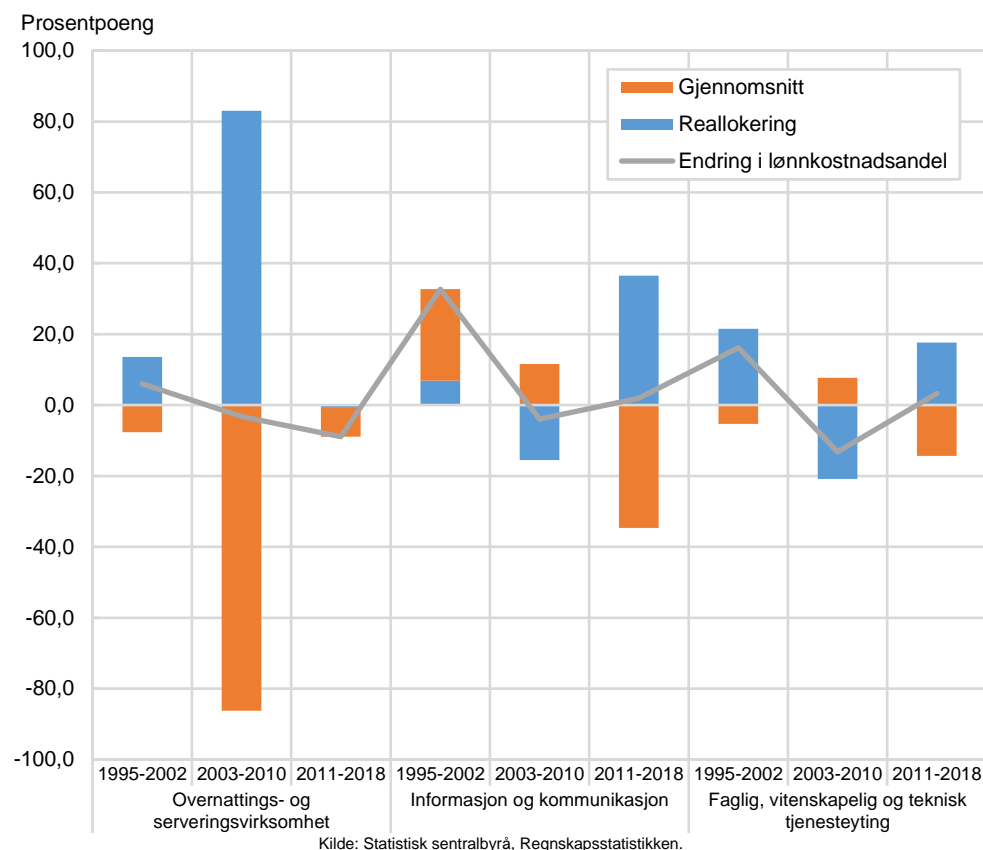
Kilde: Statistisk sentralbyrå, Regnskapsstatistikken.

**Figur F3 Dekomponering av endring i lønnskostnadsandel**

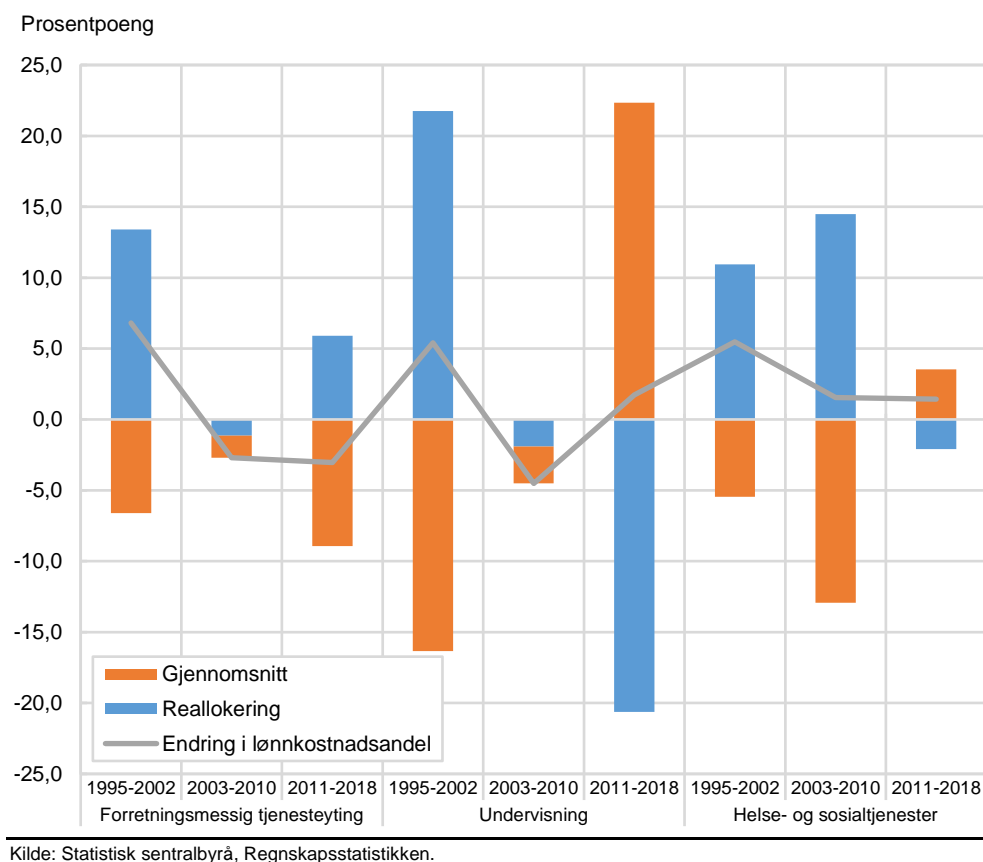


Kilde: Statistisk sentralbyrå, Regnskapsstatistikken.

**Figur F4 Dekomponering av endring i lønnskostnadsandel**



**Figur F5 Dekomponering av endring i lønnskostnadsandel**



**Figur F6 Dekomponering av endring i lønnskostnadsandel**

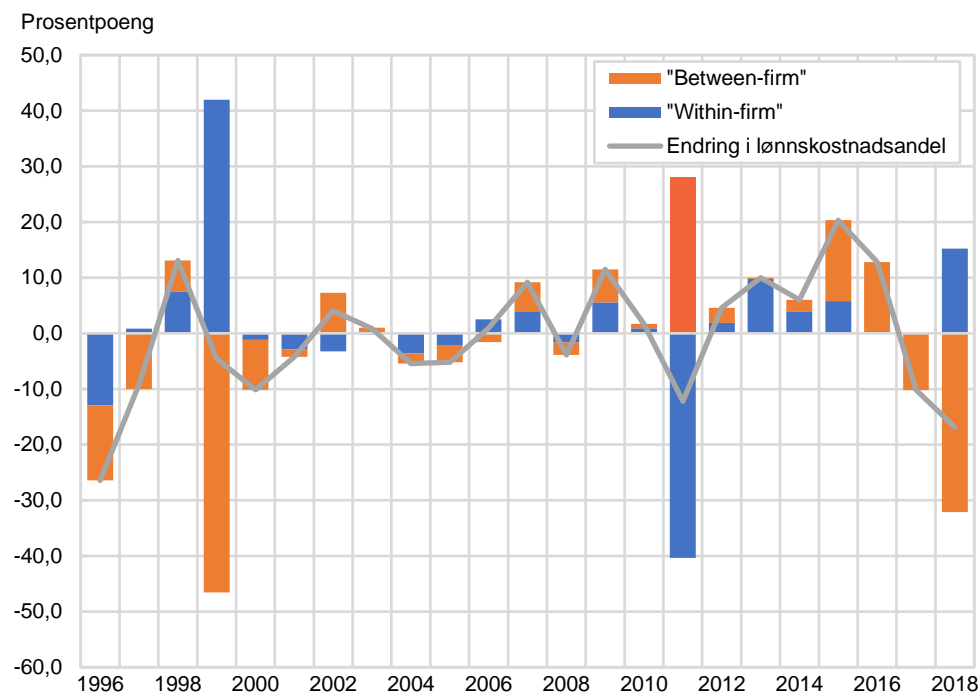


Kilde: Statistisk sentralbyrå, Regnskapsstatistikken.

## Vedlegg G Bidragsfigurer, lønnskostnadsandel

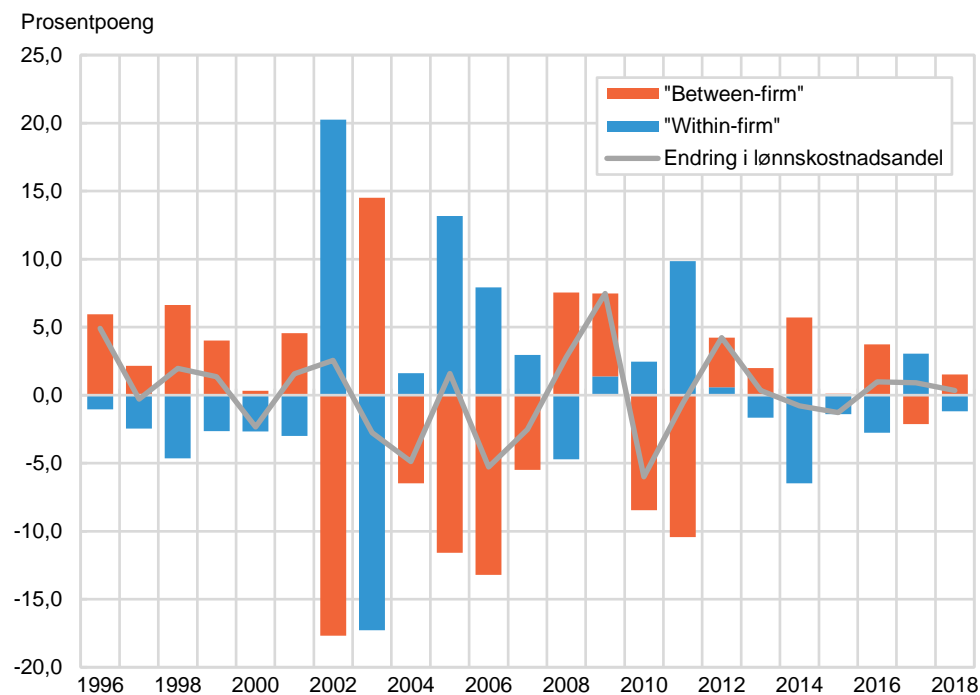
Figurene i dette vedlegget viser endringen i lønnskostnadsandelen år-for-år i perioden 1995-2018, etter næringshovedområde. Lønnskostnadsandelen er basert på data fra regnskapsstatistikken (se avsnitt 3.2 for detaljer), og dekomponeringen i «between-firm»- og «within-firm»-komponenter er beskrevet i Vedlegg D.

**Figur G1 Dekomponering av endring i lønnskostnadsandel, Bergverksdrift og utvinning**



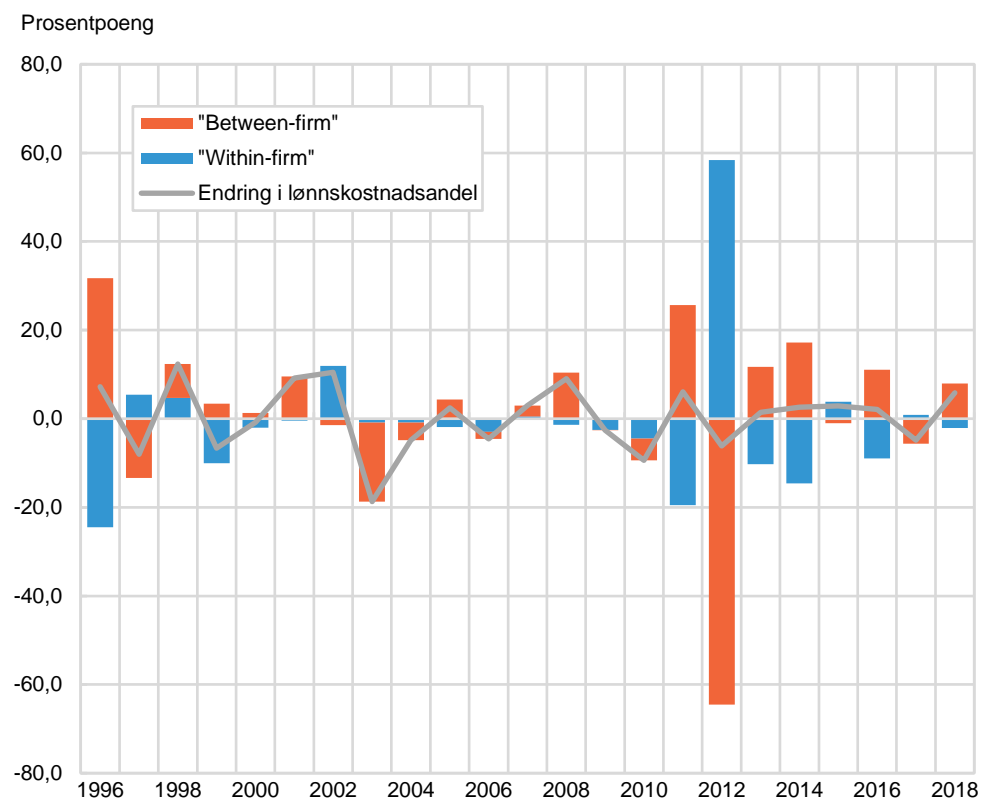
Kilde: Statistisk sentralbyrå, Regnskapsstatistikken.

**Figur G2 Dekomponering av endring i lønnskostnadsandel, Industri**



Kilde: Statistisk sentralbyrå, Regnskapsstatistikken.

**Figur G3 Dekomponering av endring i lønnskostnadsandel, Vannforsyning, avløps- og renovasjonsvirksomhet**



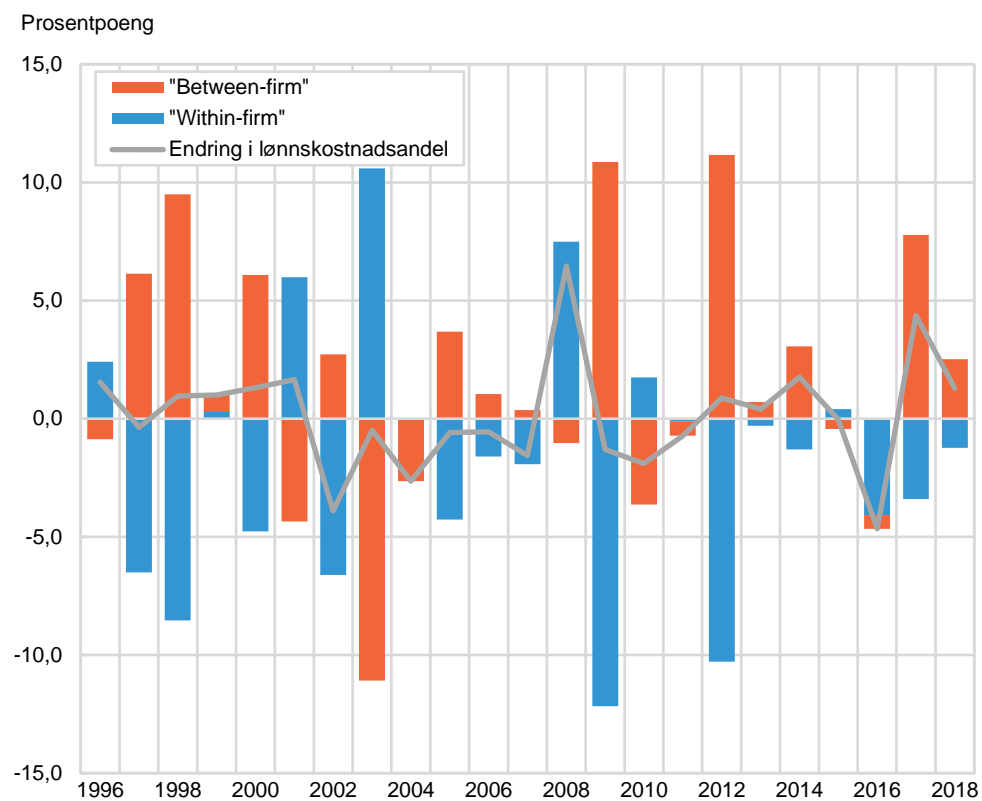
Kilde: Statistisk sentralbyrå, Regnskapsstatistikken.

**Figur G4 Dekomponering av endring i lønnskostnadsandel, Bygge- og anleggsvirksomhet**



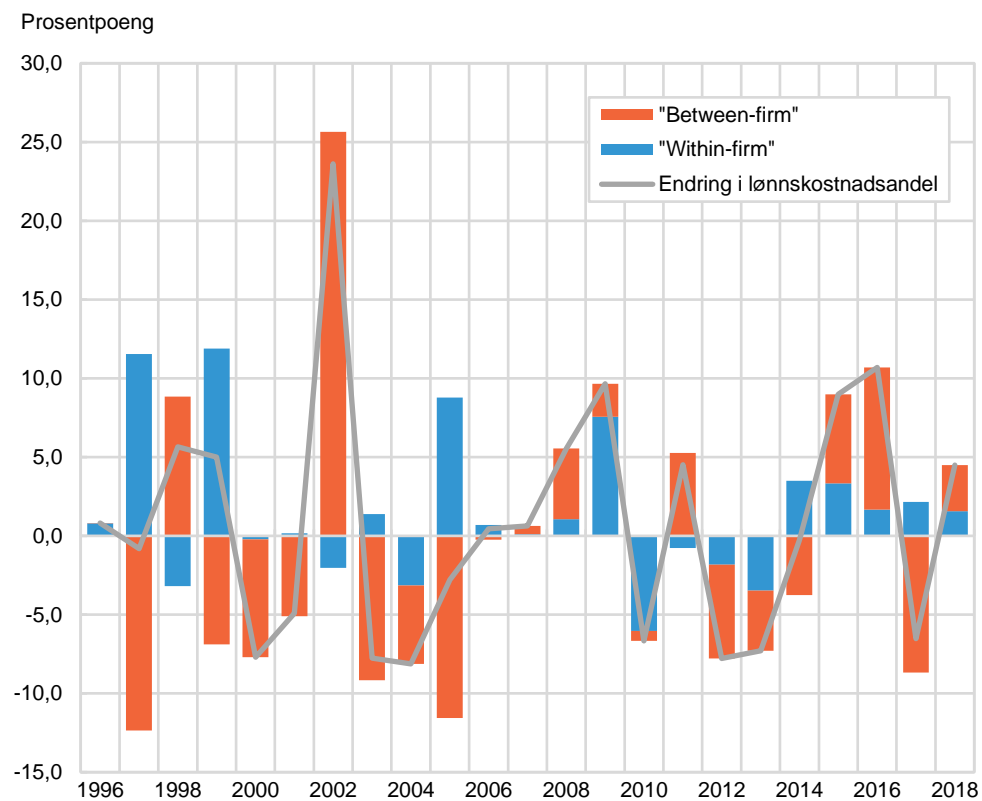
Kilde: Statistisk sentralbyrå, Regnskapsstatistikken.

**Figur G5 Dekomponering av endring i lønnskostnadsandel, Varehandel, reparasjon av motorvogner**



Kilde: Statistisk sentralbyrå, Regnskapsstatistikken.

**Figur G6 Dekomponering av endring i lønnskostnadsandel, Transport og lagring**



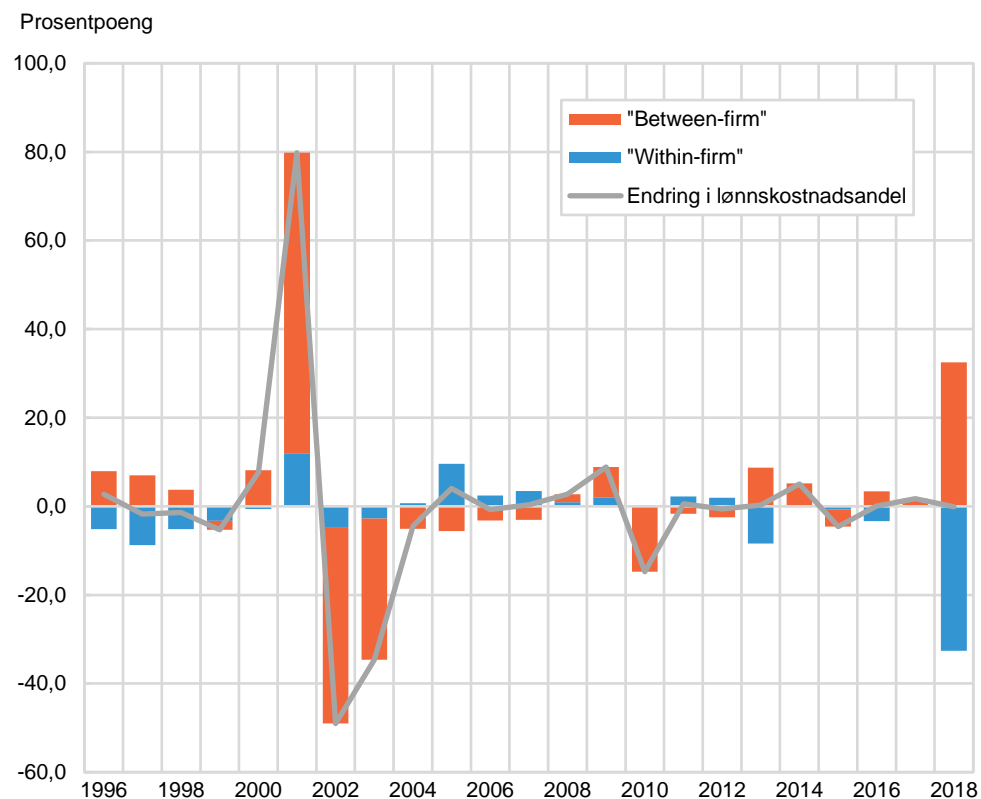
Kilde: Statistisk sentralbyrå, Regnskapsstatistikken.

**Figur G7 Dekomponering av endring i lønnskostnadsandel, Overnattings- og serveringsvirksomhet**



Kilde: Statistisk sentralbyrå, Regnskapsstatistikken.

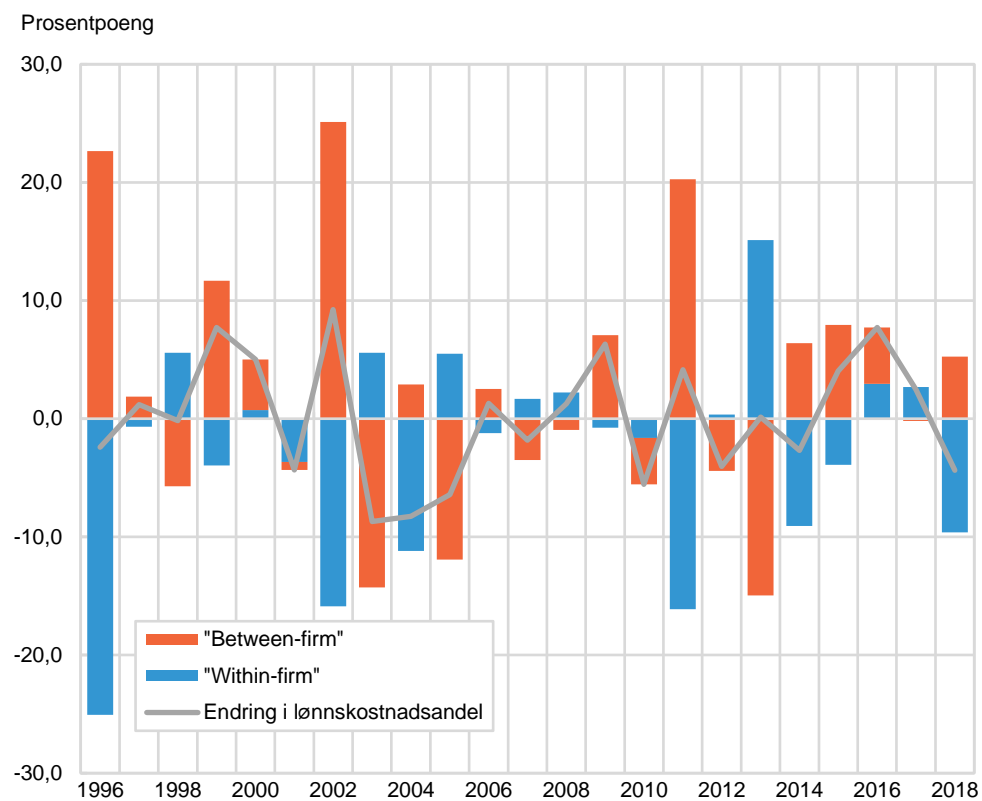
**Figur G8 Dekomponering av endring i lønnskostnadsandel, Informasjon og kommunikasjon**



Kilde: Statistisk sentralbyrå, Regnskapsstatistikken.

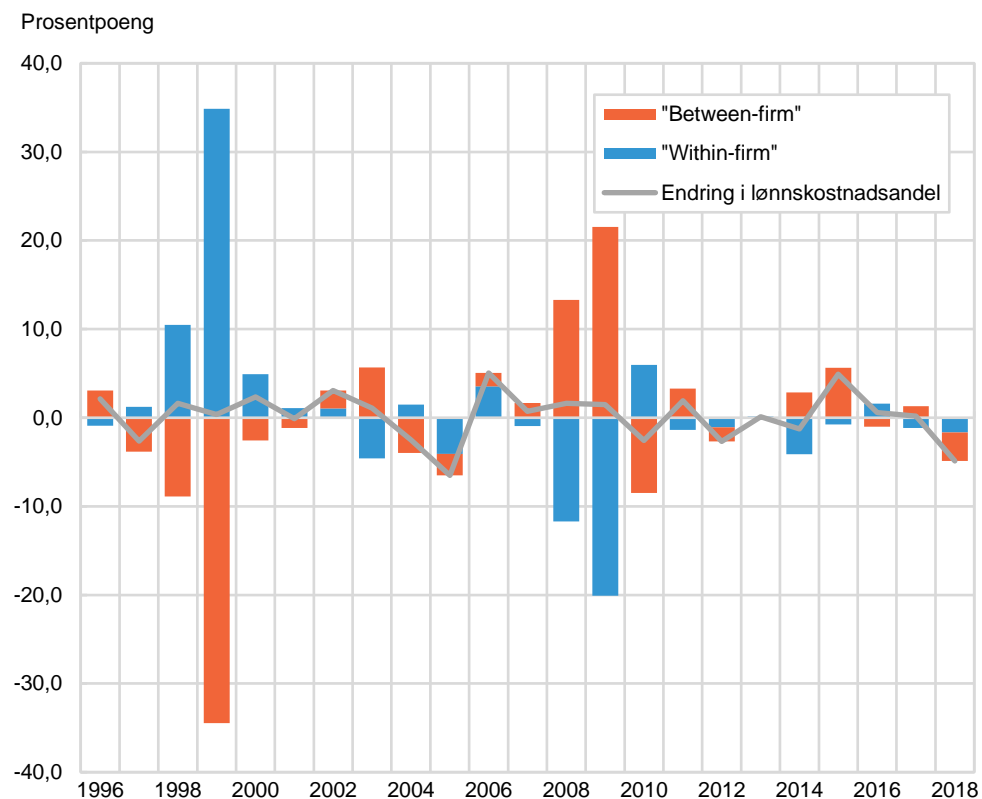


**Figur G9 Dekomponering av endring i lønnskostnadsandel, Faglig, vitenskapelig og teknisk tjenesteyting**



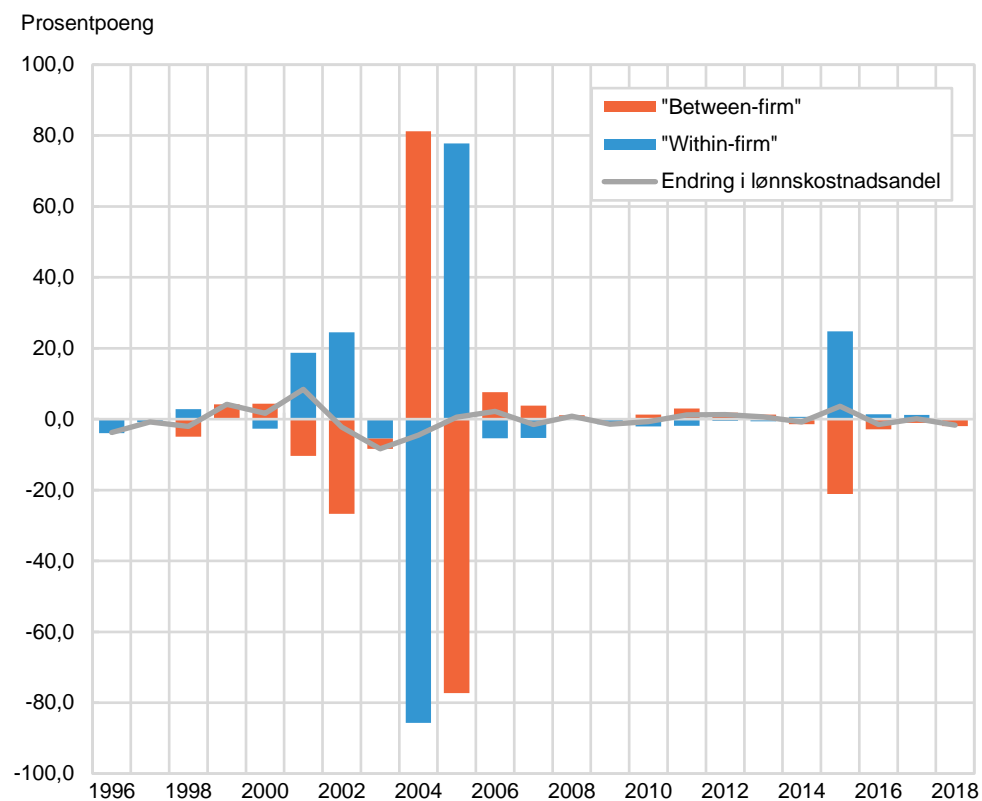
Kilde: Statistisk sentralbyrå, Regnskapsstatistikken.

**Figur G10 Dekomponering av endring i lønnskostnadsandel, Forretningsmessig tjenesteyting**



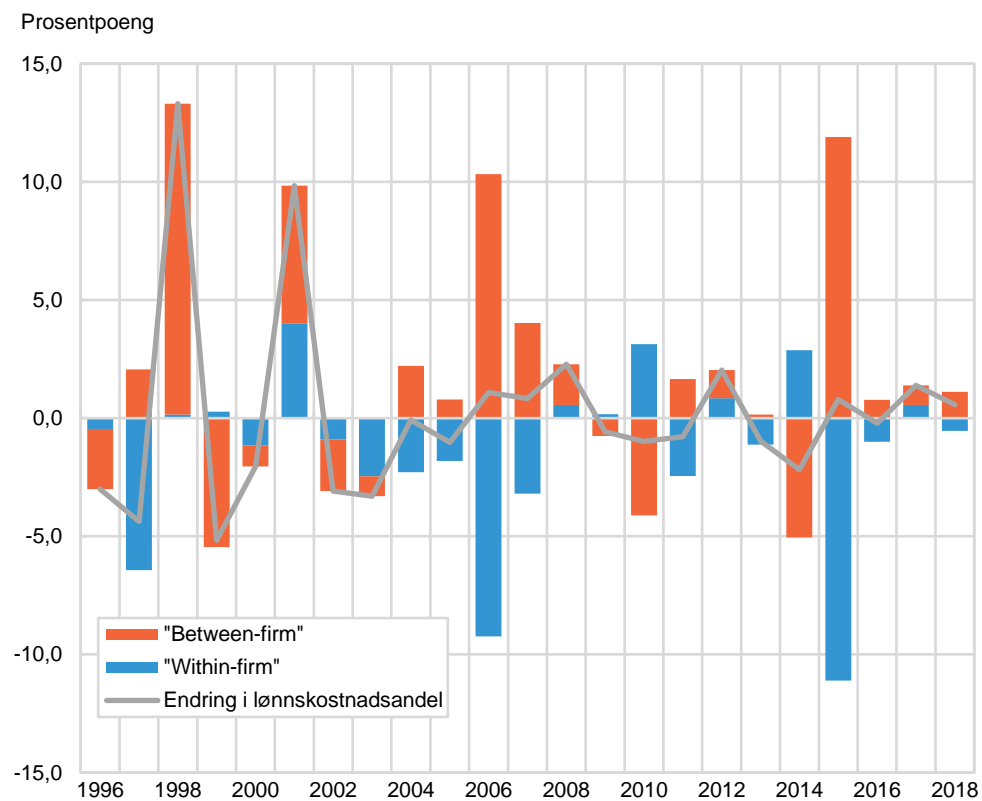
Kilde: Statistisk sentralbyrå, Regnskapsstatistikken.

**Figur G11 Dekomponering av endring i lønnskostnadsandel, Undervisning**



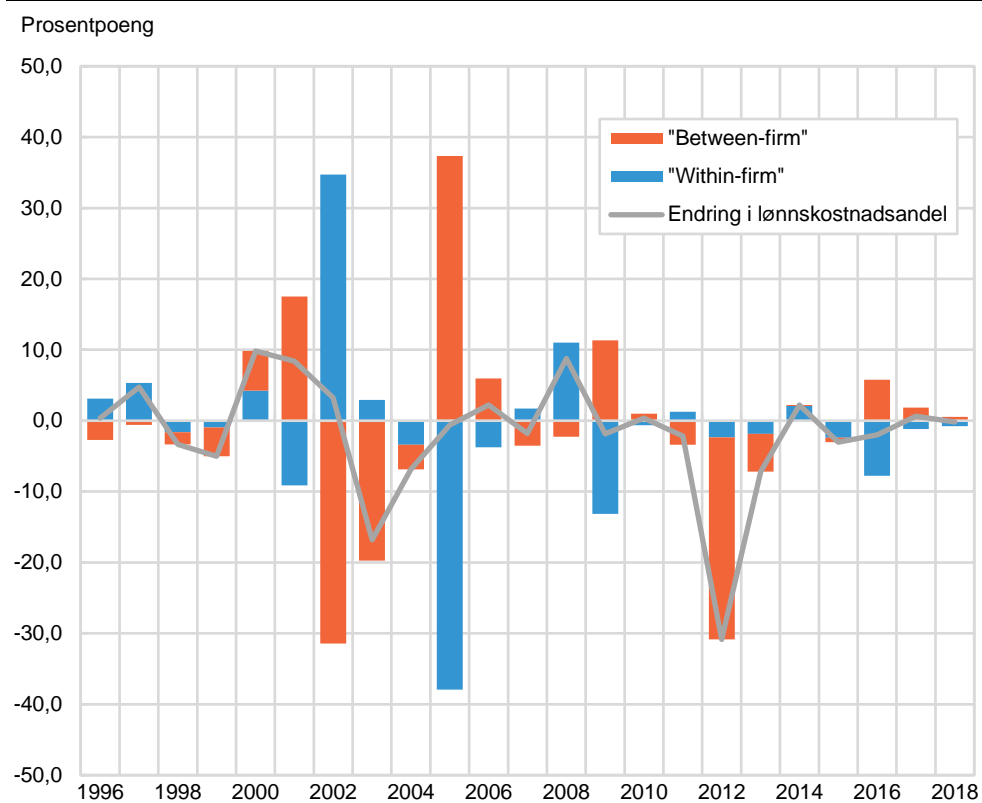
Kilde: Statistisk sentralbyrå, Regnskapsstatistikken.

**Figur G12 Dekomponering av endring i lønnskostnadsandel, Helse- og sosialtjenester**



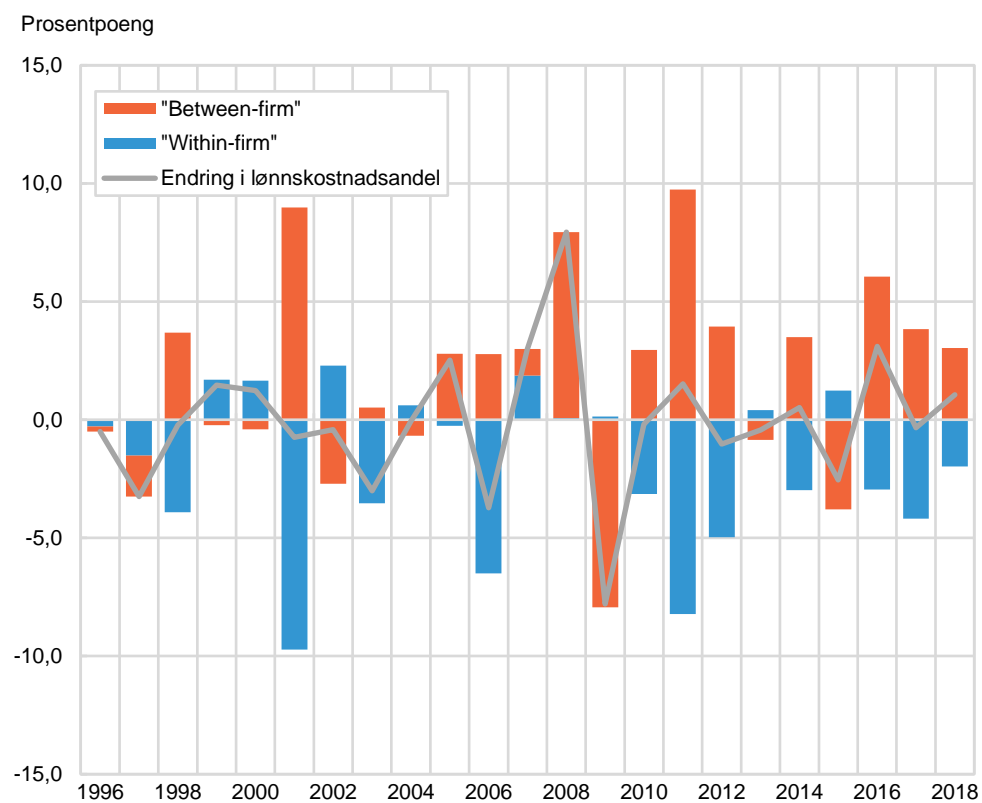
Kilde: Statistisk sentralbyrå, Regnskapsstatistikken.

**Figur G13 Dekomponering av endring i lønnskostnadsandel, Kulturell virksomhet, underholdning og fritidsaktiviteter**



Kilde: Statistisk sentralbyrå, Regnskapsstatistikken.

**Figur G14 Dekomponering av endring i lønnskostnadsandel, Annen tjenesteyting**



Kilde: Statistisk sentralbyrå, Regnskapsstatistikken.

## Vedlegg H Aggregering av prispåslag

For å kunne aggregere de foretaksspesifikke prispåslagene til 2-sifret næringsnivå venter vi prispåslagene med foretakenes andel av totale driftsinntekter. Dermed blir aggregert prispåslag på 2-sifret næringsnivå for næring  $i$  i år  $t$  ( $m_{it}$ ) lik:

$$(H1) \quad m_{it} = \sum_{j \in i} \frac{P_{jt} Y_{jt}}{\sum_{j \in i} P_{jt} Y_{jt}} \times m_{jt}$$

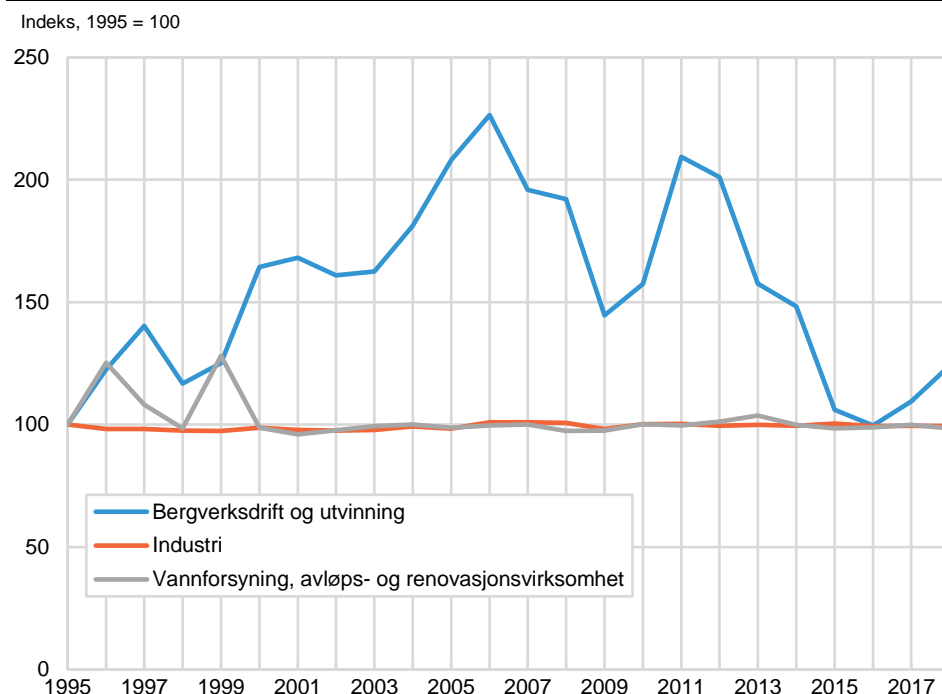
For å videre aggregere prispåslag til næringshovedområde ( $m_{kt}$ ) bruker vi samme tilnærming som i ligning (H1), hvor vi da venter med driftsinntektene til hver 2-sifret næring relativt til totale driftsinntekter for hvert næringshovedområde:

$$(H2) \quad m_{kt} = \sum_{i \in k} \frac{P_{it} Y_{it}}{\sum_{i \in k} P_{it} Y_{it}} \times m_{it}$$

## Vedlegg I Prispåslag etter næringshovedområde

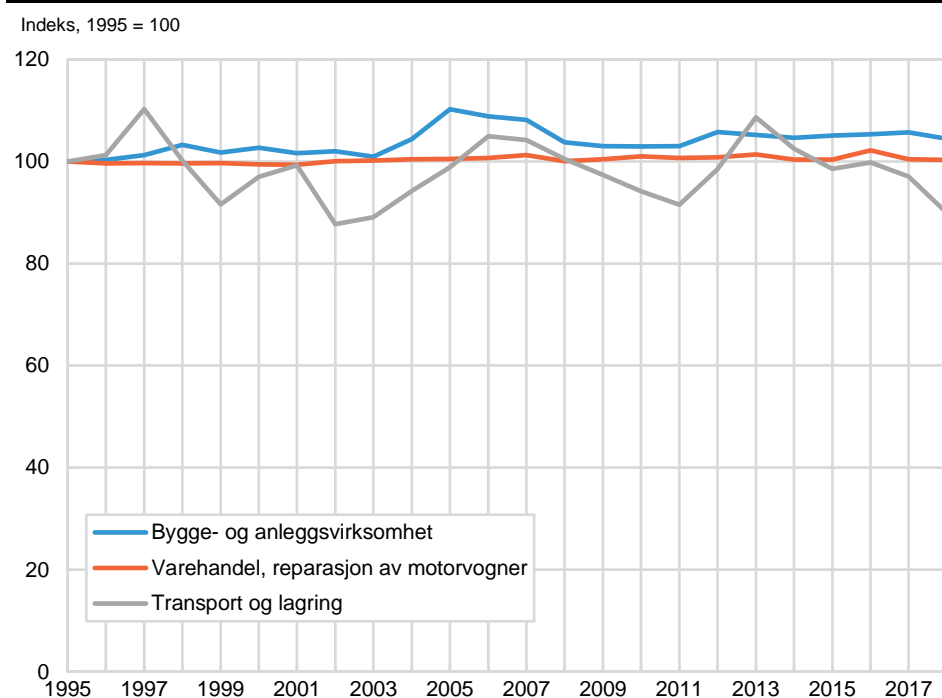
Figurene i dette vedlegget viser utviklingen i prispåslag i perioden 1995-2018, etter næringshovedområde. Prispåslag er basert på data fra regnskapsstatistikken (se avsnitt 3.2 for detaljer), og er definert i ligning (3.7) i avsnitt 3.3.

**Figur I1 Prispåslag<sup>1</sup>**



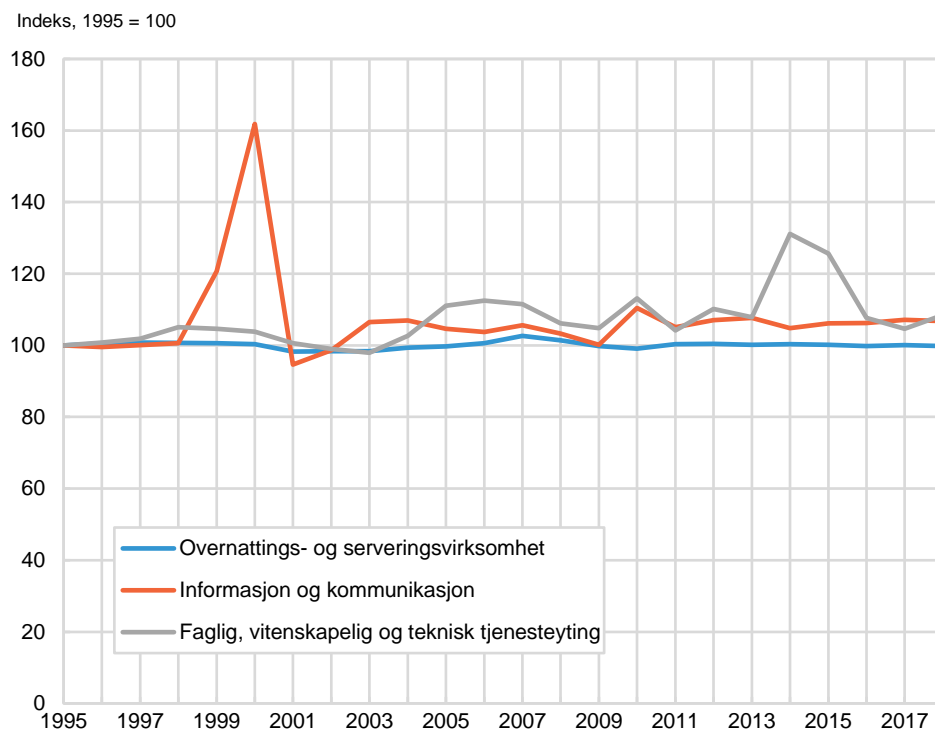
<sup>1</sup>Alle tidsserier er indeksert til 100 i 1995.  
Kilde: Statistisk sentralbyrå, Regnskapsstatistikken.

**Figur I2 Prispåslag<sup>1</sup>**



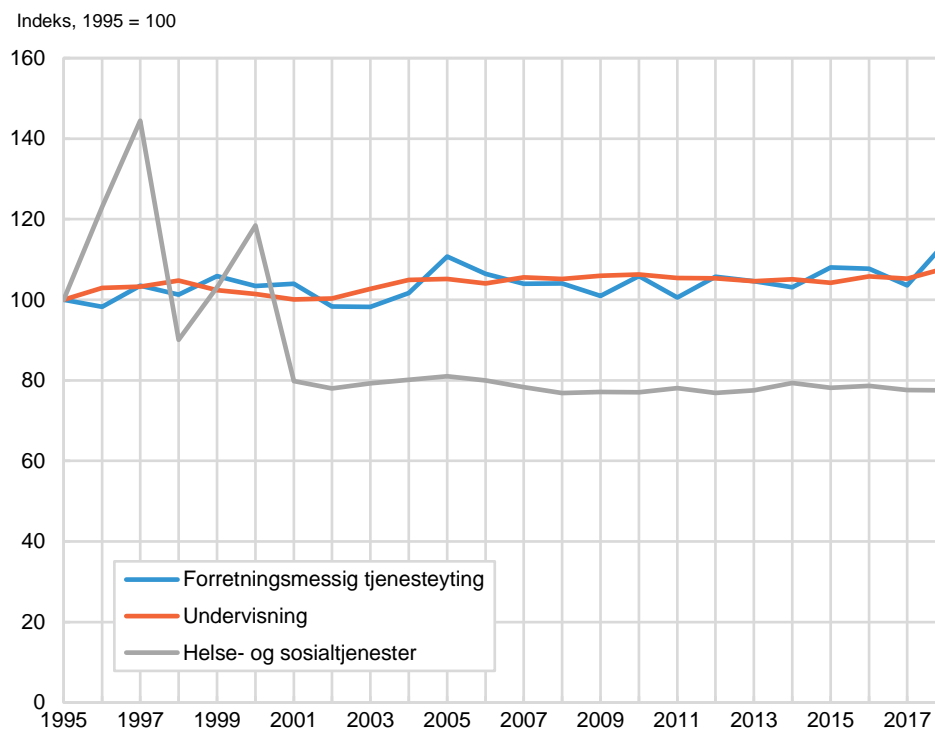
<sup>1</sup>Alle tidsserier er indeksert til 100 i 1995.  
Kilde: Statistisk sentralbyrå, Regnskapsstatistikken.

**Figur I3 Prispåslag<sup>1</sup>**



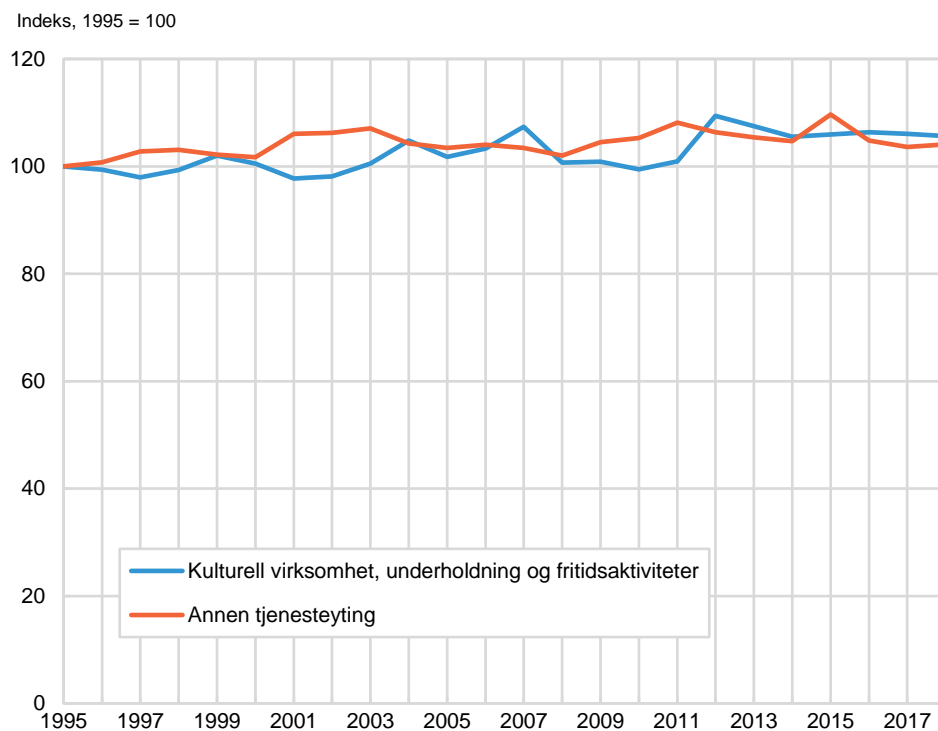
<sup>1</sup>Alle tidsserier er indeksert til 100 i 1995.  
Kilde: Statistisk sentralbyrå, Regnskapsstatistikken.

**Figur I4 Prispåslag<sup>1</sup>**



<sup>1</sup>Alle tidsserier er indeksert til 100 i 1995.  
Kilde: Statistisk sentralbyrå, Regnskapsstatistikken.

**Figur I5 Prispåslag<sup>1</sup>**

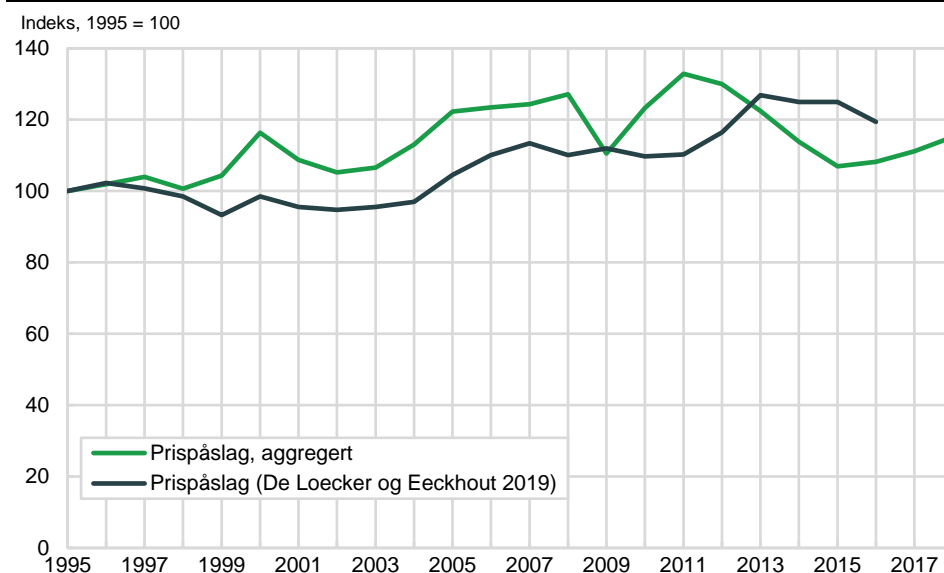


<sup>1</sup>Begge tidsserier er indeksert til 100 i 1995.  
Kilde: Statistisk sentralbyrå, Regnskapsstatistikken.

## Vedlegg J Prispåslag, sammenligning med De Loecker og Eeckhout (2019)

Figurene i dette vedlegget viser utviklingen i prispåslaget når alle næringer (med unntak av Finansierings- og forsikringsvirksomhet) er tatt med i det aggregerte prispåslaget, og hvor stor andel av totale driftsinntekter hver næring står for.

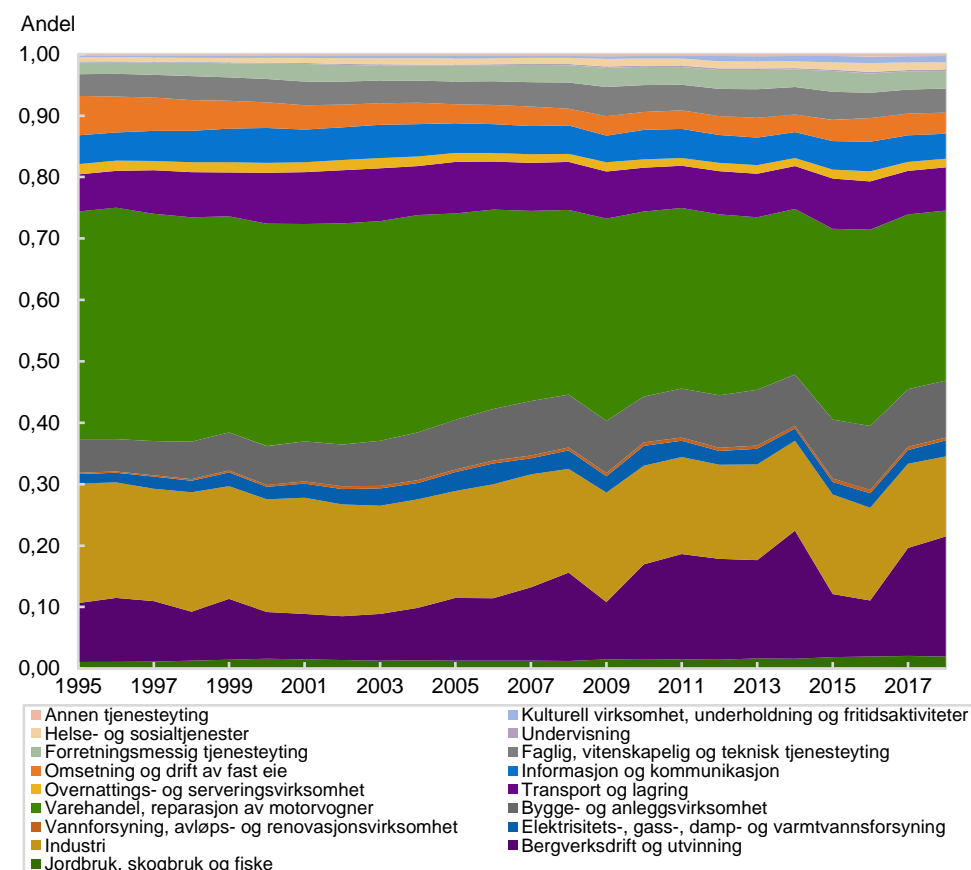
**Figur J1 Prispåslag<sup>1</sup>**



<sup>1</sup>Begge tidsserier er indeksert til 100 i 1995.

Kilde: Statistisk sentralbyrå, Regnskapsstatistikken, De Loecker og Eeckhout (2019).

**Figur J2 Andel av totale driftsinntekter, etter næringshovedområde**



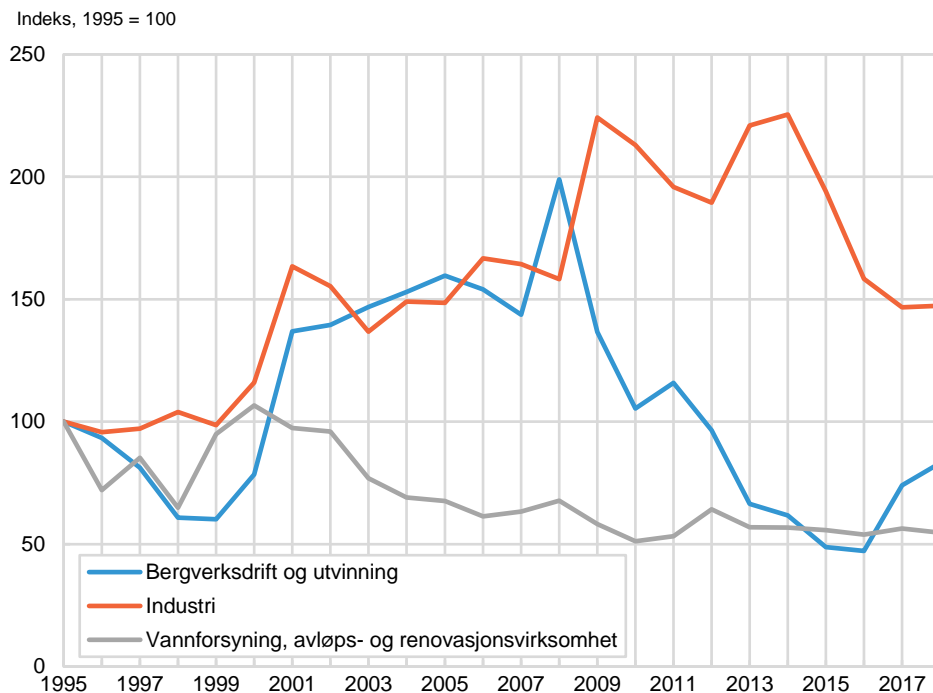
Kilde: Statistisk sentralbyrå, Regnskapsstatistikken.



## Vedlegg K Herfindahl-indeks etter næringshovedområde

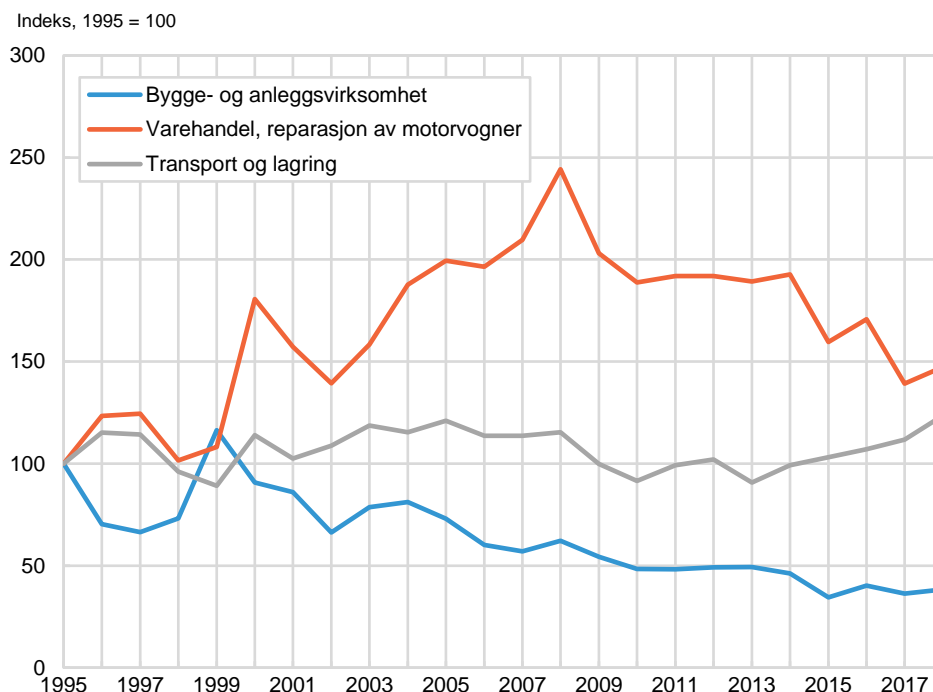
Figurene i dette vedlegget viser utviklingen i Herfindahl-indeksen i perioden 1995-2018, etter næringshovedområde. Denne er basert på data fra regnskapsstatistikken (se avsnitt 3.2 for detaljer), og er definert i ligning (3.9) i avsnitt 3.4.

**Figur K1 Herfindahl-indeks<sup>1</sup>**



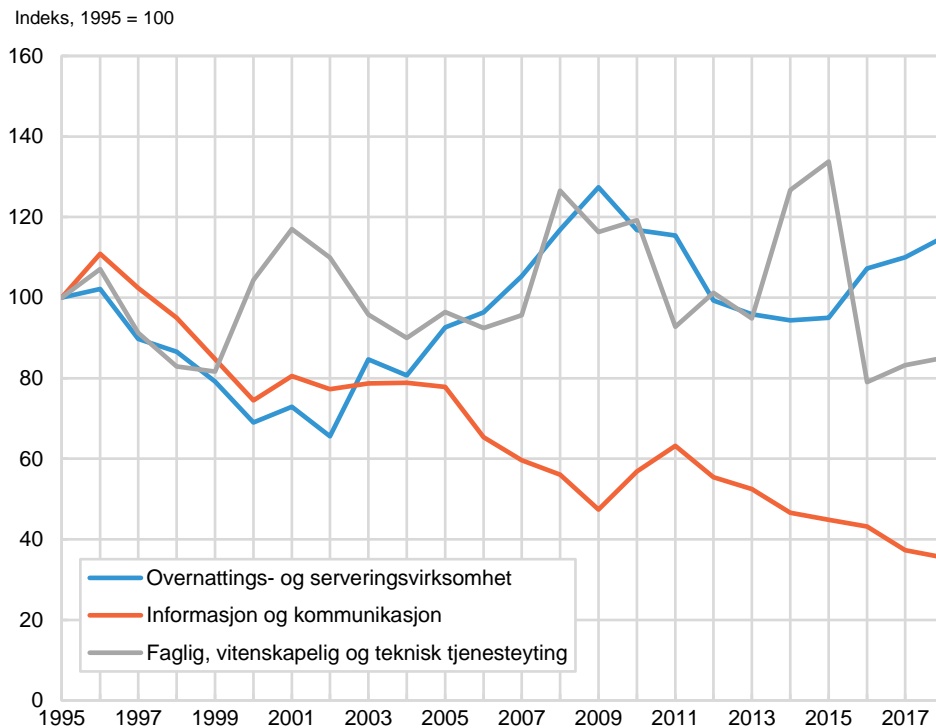
<sup>1</sup>Alle tidsserier er indeksert til 100 i 1995.  
Kilde: Statistisk sentralbyrå, Regnskapsstatistikken.

**Figur K2 Herfindahl-indeks<sup>1</sup>**



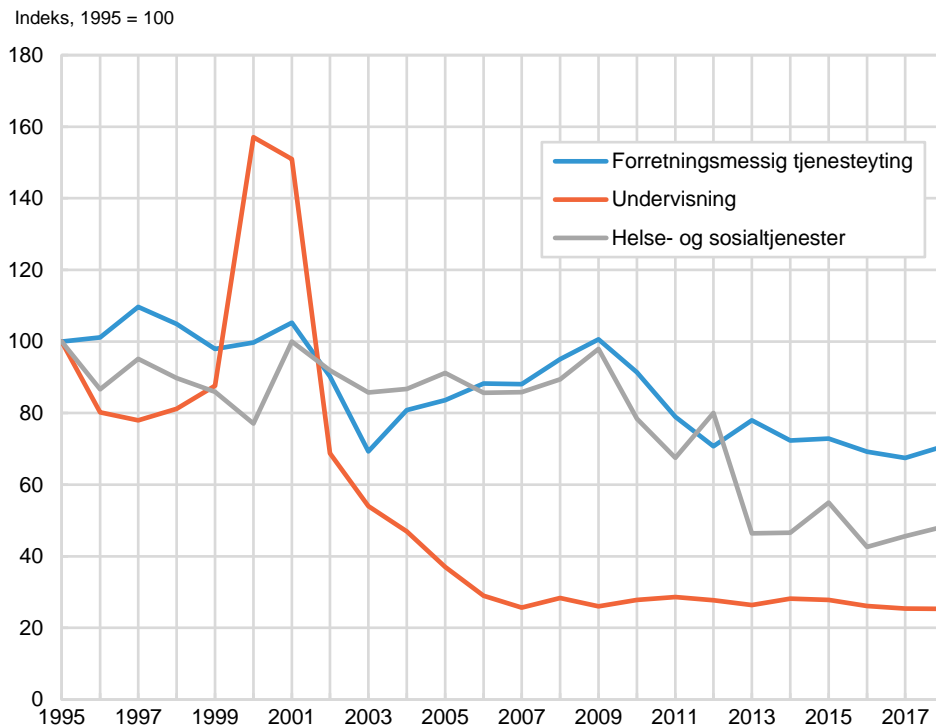
<sup>1</sup>Alle tidsserier er indeksert til 100 i 1995.  
Kilde: Statistisk sentralbyrå, Regnskapsstatistikken.

**Figur K3 Herfindahl-indeks<sup>1</sup>**



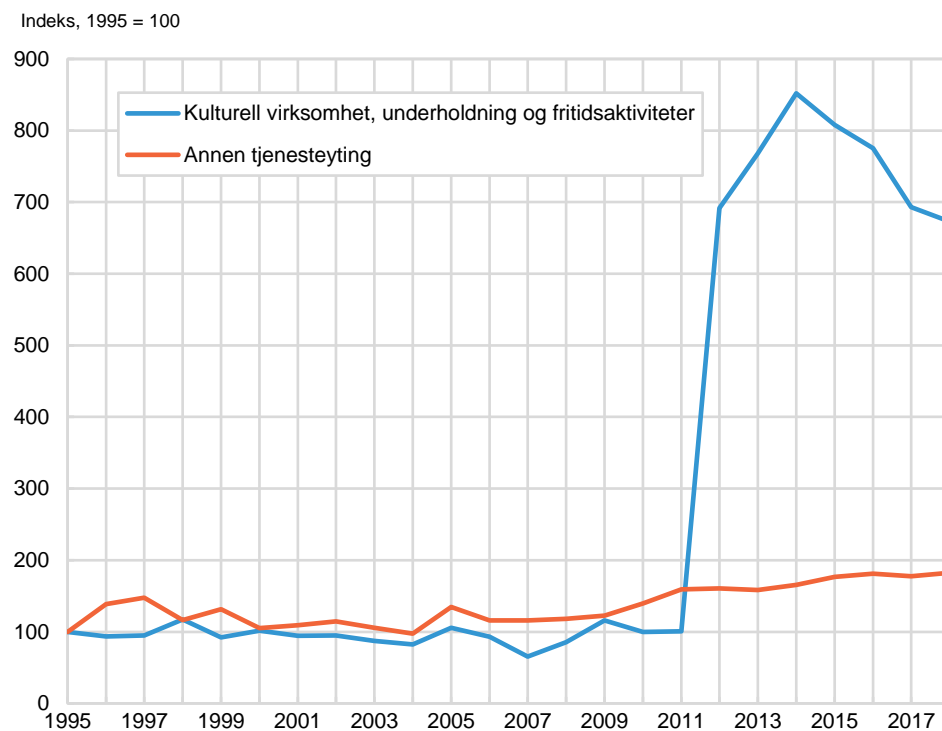
<sup>1</sup>Alle tidsserier er indekset til 100 i 1995.  
Kilde: Statistisk sentralbyrå, Regnskapsstatistikken.

**Figur K4 Herfindahl-indeks<sup>1</sup>**



<sup>1</sup>Alle tidsserier er indekset til 100 i 1995.  
Kilde: Statistisk sentralbyrå, Regnskapsstatistikken.

**Figur K5 Herfindahl-indeks<sup>1</sup>**



<sup>1</sup>Begge tidsserier er indeksert til 100 i 1995. Merk at det permanente skiftet opp i Herfindahl-indeksen i Kulturell virksomhet, underholdning og fritidsaktiviteter fra 2012 og utover skyldes at Norsk Tipping AS første gang inngår i regnskapsstatistikken i 2012.

Kilde: Statistisk sentralbyrå, Regnskapsstatistikken.

## Figurregister

Figur 3.1	Lønnskostnadsandel, Næringsvirksomhet Fastlands-Norge.....	14
Figur 3.2	Andel timeverk utført av selvstendige i Næringsvirksomhet Fastlands-Norge.....	14
Figur 3.3	Lønnskostnadsandeler, utvalgte næringer.....	15
Figur 3.4	Lønnskostnadsandel, Varehandel og reparasjon av motorvogn.....	16
Figur 3.5	Lønnskostnadsandel, Forretningsmessig tjenesteyting.....	16
Figur 3.6	Lønnskostnadsandel, Bygge- og anleggsvirksomhet.....	17
Figur 3.7	Andel timeverk utført av selvstendige, Industri.....	17
Figur 3.8	Lønnskostnadsandel, Industri.....	18
Figur 3.9	Dekomponering i endringer i lønnskostnader og driftsresultat, Industri.....	18
Figur 3.10	Dekomponering av lønnskostnadsandelen i perioden 1970-2019 i endringer i lønnskostnader og driftsresultat, etter næring.....	19
Figur 3.11	Dekomponering av endring i lønnskostnadsandelen i perioden 1970-2019 etter næring, Næringsvirksomhet Fastlands-Norge.....	20
Figur 3.12	Dekomponering av endring i lønnskostnadsandelen i perioden 1970-2019, Næringsvirksomhet Fastlands-Norge.....	21
Figur 3.13	Lønnskostnadsandel for analysepopulasjonen og Fastlands-Norge.....	24
Figur 3.14	Produktivitet og lønn.....	25
Figur 3.15	Priskile. Utvikling i bruttoproduktdeflator og KPI.....	25
Figur 3.16	Lønnskostnadsandel, utvalgte næringshovedområder.....	26
Figur 3.17	Lønnskostnadsandel, utvalgte næringshovedområder.....	26
Figur 3.18	Endring i lønnskostnadsandel.....	27
Figur 3.19	Bidrag til endring i lønnskostnadsandel, 1995-2018.....	28
Figur 3.20	Bidrag til endring i lønnskostnadsandel, 1995-2002.....	29
Figur 3.21	Bidrag til endring i lønnskostnadsandel, 2003-2010.....	29
Figur 3.22	Bidrag til endring i lønnskostnadsandel, 2011-2018.....	30
Figur 3.23	Endring i lønnskostnadsandel, Industri, Varehandel og reparasjon av motorvogn og Transport og lagring.....	31
Figur 3.24	Endring i lønnskostnadsandel, alle næringshovedområder.....	32
Figur 3.25	Prispåslag. De Loecker og Eeckhout (2019).....	33
Figur 3.26	Prispåslag for analysepopulasjon og De Loecker og Eeckhout (2019).....	35
Figur 3.27	Prispåslag, Varehandel og Overnatting- og serveringsvirksomhet.....	36
Figur 3.28	Prispåslag, Forretningsmessig tjenesteyting og Annen tjenesteyting.....	36
Figur 3.29	Prispåslag, Industri.....	37
Figur 3.30	Prispåslag, Transport og lagring og Informasjon og kommunikasjon.....	37
Figur 3.31	Herfindahl-indeks, Industri.....	39
Figur 3.32	Herfindahl-indeks, Varehandel og Overnatting- og serveringsvirksomhet.....	40
Figur 3.33	Herfindahl-indeks, Forretningsmessig tjenesteyting og Annen tjenesteyting.....	40
Figur 4.1	Ulikhetsmål – Inntekt etter skatt.....	42
Figur 4.2	Inntektsandeler i Norge.....	43
Figur 4.3	Langsiktig utvikling i ulikhet i Norge.....	43
Figur 4.4	Utvikling i inntektsulikhet i USA.....	44
Figur 4.5	Inntektsandel øverste 10 prosent.....	45
Figur 4.6	Inntektsandel nederste 50 prosent.....	46
Figur 4.7	Gini-koeffisienter fra World Inequality Database.....	46
Figur 4.8	Gini-koeffisienter fra OECDs Income Distribution Database.....	47
Figur 4.9	Spareraten som funksjon av inntekt.....	48
Figur 4.10	Estimerte verdier for $\rho$ , $\sigma_\rho^2$ og $\sigma_\gamma^2$ per fødselskull.....	50
Figur 4.11	Estimerte verdier for $\sigma_\rho^2$ per fødselskull.....	51
Figur 4.12	Gini-koeffisienter for permanent inntekt.....	52
Figur 4.13	Sammenhengen mellom konsum og permanent inntekt.....	53
Figur 4.14	Spredning i permanent inntekt i en modell med $\varphi_1 < \gamma$ .....	58
Figur 4.15	Økt inntektsrisiko i en modell med $\varphi_1 < \gamma$ .....	59
Figur 4.16	Spareraten som en funksjon av realisert inntekt.....	60
Figur 4.17	Spareraten som en funksjon av permanent inntekt.....	61
Figur 5.1	Økt markedsrett og større ulikhet – mulige drivkrefter bak svak etterspørsel.....	64
Figur 5.2	Redusert konsum fordelt på ulike konsumgrupper. Avvik fra referansebane.....	77
Figur 5.3	Konsum og sparing i husholdningene. Milliarder kroner.....	77
Figur 5.4	Pengemarkedsrente (3mnd).....	80
Figur E1	Lønnskostnadsandel.....	100
Figur E2	Lønnskostnadsandel.....	100
Figur E3	Lønnskostnadsandel.....	101
Figur E4	Lønnskostnadsandel.....	101
Figur E5	Lønnskostnadsandel.....	102

Figur F1	Dekomponering av endring i lønnskostnadsandel .....	103
Figur F2	Dekomponering av endring i lønnskostnadsandel .....	104
Figur F3	Dekomponering av endring i lønnskostnadsandel .....	104
Figur F4	Dekomponering av endring i lønnskostnadsandel .....	105
Figur F5	Dekomponering av endring i lønnskostnadsandel .....	105
Figur F6	Dekomponering av endring i lønnskostnadsandel .....	106
Figur G1	Dekomponering av endring i lønnskostnadsandel, Bergverksdrift og utvinning .....	107
Figur G2	Dekomponering av endring i lønnskostnadsandel, Industri.....	107
Figur G3	Dekomponering av endring i lønnskostnadsandel, Vannforsyning, avløps- og renovasjonsvirksomhet .....	108
Figur G4	Dekomponering av endring i lønnskostnadsandel, Bygge- og anleggsvirksomhet.....	108
Figur G5	Dekomponering av endring i lønnskostnadsandel, Varehandel, reparasjon av motorvogner .....	109
Figur G6	Dekomponering av endring i lønnskostnadsandel, Transport og lagring .....	109
Figur G7	Dekomponering av endring i lønnskostnadsandel, Overnattings- og serveringsvirksomhet.....	110
Figur G8	Dekomponering av endring i lønnskostnadsandel, Informasjon og kommunikasjon .....	110
Figur G9	Dekomponering av endring i lønnskostnadsandel, Faglig, vitenskapelig og teknisk tjenesteyting.....	111
Figur G10	Dekomponering av endring i lønnskostnadsandel, Forretningsmessig tjenesteyting.....	111
Figur G11	Dekomponering av endring i lønnskostnadsandel, Undervisning .....	112
Figur G12	Dekomponering av endring i lønnskostnadsandel, Helse- og sosialtjenester .....	112
Figur G13	Dekomponering av endring i lønnskostnadsandel, Kulturell virksomhet, underholdning og fritidsaktiviteter .....	113
Figur G14	Dekomponering av endring i lønnskostnadsandel, Annen tjenesteyting .....	113
Figur I1	Prispåslag .....	115
Figur I2	Prispåslag .....	115
Figur I3	Prispåslag .....	116
Figur I4	Prispåslag .....	116
Figur I5	Prispåslag .....	117
Figur J1	Prispåslag .....	118
Figur J2	Andel av totale driftsinntekter, etter næringshovedområde .....	118
Figur K1	Herfindahl-indeks .....	119
Figur K2	Herfindahl-indeks .....	119
Figur K3	Herfindahl-indeks .....	120
Figur K4	Herfindahl-indeks .....	120
Figur K5	Herfindahl-indeks .....	121

## Tabellregister

Tabell 3.1	Deskriptiv statistikk for analysepopulasjonen.....	23
Tabell 4.1	OLS-regresjoner .....	54
Tabell 4.2	IV-regresjoner .....	54
Tabell 4.3	Resultater fra modellen.....	57
Tabell 5.1	Makroøkonomiske virkninger av økte varehandelsmarginer. Endogen valuta og rente .....	73
Tabell 5.2	Makroøkonomiske virkninger av økt markedsrett overfor underleverandører .....	75
Tabell 5.3	Virkninger av lavere konsum. Endogen rente og valutakurs .....	78
Tabell 5.4	Effekter av lavere konsum. Eksogen valutakurs .....	79
Tabell 5.5	Virkninger av lavere renter fra og med 1. kvartal 2012 .....	81



© Statistisk sentralbyrå, 2020

Ved bruk av materiale fra denne publikasjonen skal Statistisk sentralbyrå oppgis som kilde.

ISBN 978-82-587-1174-9 (trykt)

ISBN 978-82-587-1175-6 (elektronisk)

ISSN 0806-2056