

Bilagsnotat

Til artiklen *Konkurrence øger velstanden og kan reducere formue- og indkomstforskelle*

Juli 2022



Indhold

| | |
|--|-----------|
| Bilag 1 | 4 |
| Mark-up-estimation | 4 |
| 1.1 Data anvendt i estimationen af mark-up | 4 |
| Beregning af variablerne | 5 |
| 1.2 Estimationsmodellen | 5 |
| Bilag 2 | 8 |
| Koncentrationsindeks | 8 |
| 2.1 Beregning af HHI | 8 |
| Bilag 3 | 9 |
| REFORM-modellen | 9 |
| 3.1 De totale effekter af forbedret konkurrence er store | 9 |
| 3.2 Beskrivelse af REFORM-modellen | 9 |
| 3.3 Resultat af modelkørslen | 11 |
| 3.4 Følsomhedsanalyser af resultater | 12 |
| Bilag 4 | 15 |
| Beskrivelse af Ennis-modellen | 15 |
| 4.1 Konkurrence og fordeling | 15 |
| 4.2 Den anvendte model | 15 |
| Bilag 5 | 23 |
| Lønpræmier | 23 |
| 5.1 Den anvendte tilgang | 23 |
| 5.2 Modelspecifikation | 23 |
| 5.3 Data anvendt i modellen | 24 |
| 5.4 Resultater | 25 |
| 5.5 Samlet effekt på lønniveauet | 26 |

Indledning

Dette bilagsnotat beskriver de analyser og indikatorer, der fremgår af Konkurrence- og Forbrugerstyrelsens artikel *Konkurrence øger velstanden og kan reducere formue- og indkomstforskelle*.

Bilag 1 og 2 beskriver de to konkurrenceindikatorer, der anvendes i artiklen.

Bilag 3 er en kort beskrivelse af DREAM-gruppens REFORM-model, der anvendes i artiklen til at anskueliggøre de dynamiske effekter af øget konkurrence. For yderligere beskrivelse henvises til DREAM-gruppens eget notat, der ligger på styrelsens hjemmeside og på dreamgruppen.dk.

Bilag 4 beskriver den fordelingsmodel, som analysen af konkurrencens betydning for fordeling af indkomst og formue er baseret på i artiklen. Bilaget beskrives desuden de tilpasninger, der er lavet for at udnytte, at der i Danmark er adgang til bedre data, end dem som anvendes i den pågældende artikel.

Bilag 5 beskriver analyserne af lønpræmier i artiklen.

Bilag 1

Mark-up-estimation

1.1 Data anvendt i estimationen af mark-up

Estimation af mark-up er baseret på data fra Danmarks Statistiks (DSTs) FIRE-register, som indeholder regnskabsdata for virksomheder fra alle sektorer bortset fra sektorerne 'Land- og skovbrug og fiskeri' og 'Pengeinstitut- og finansvirksomheder, forsikringer'. Estimationen i dette bilagsnotat er baseret på årene 2000 til 2016. 2017 er ikke inkluderet i analysen, fordi data ikke var til rådighed på beregningstidspunktet.

Det anvendte FIRE-register indeholder 1.520.848 observationer for årene 2000-2016. Disse data er "renset" efter følgende principper:

- Observationer med negativ omsætning det pågældende år fjernes.
- Observationer hvor både 'omsætning', 'tilgodehavende fra salg af varer', 'arbejde på fremmed regning' og 'arbejde på egen regning' er nul fjernes, da det indikerer, at der ikke er virksomhedsaktivitet.
- Observationer med nul beskæftigede fjernes. DST tilføjer per automatik ét årsværk for enkeltmandsvirksomheder og to årsværk for interessentselskaber, da ejerne i disse selskabsformer ikke indgår i ansættelsesstatistikken til trods for at de yder en arbejdsindsats i virksomheden.
- I FIRE-registeret indgår en del enkeltmandsvirksomheder, der har udsædvanligt høje udgifter til lejearbejdskraft i forhold til deres omsætning og uden at have egne ansatte. Alle observationer, hvor andelen af udgifter for lejearbejdskraft af omsætningen overstiger 50 procent, fjernes, da det formodes, at disse virksomheder primært blev dannet med skattemæssige formål.
- Observationer, hvor materielle og immaterielle anlægsaktiver er negativ, fjernes.
- Observationer med negativ egenkapital fjernes.
- Brancher, der indeholder holdingselskaber, fjernes, da holdingselskaber ikke bør indgå i FIRE-registeret. Det drejer sig om branchekoderne '642010', '642020', '642030'.
- Observationer med en profitabilitet på over 5 (samtlige indtægter/samtlige udgifter) fjernes.
- Observationer, hvor variable, der per definition bør være positive, alligevel er negative eller 0, fjernes.

Mange af de virksomheder, der fjernes fra FIRE, har reelt ingen eller meget begrænset aktivitet. Samlet fjernes der 516.782 observationer, svarende til ca. 34 procent af det oprindelige sample i FIRE.

Til sidst korrigeres branchekoderne ved, at en virksomhed får tildelt den branchekode, som den hyppigst er blevet klassificeret i over tid i det originale datasæt. Dette gøres for at undgå, at virksomheder skifter ind og ud af forskellige brancher over tid pga. små og midlertidige ændringer i deres produktion. Korrektionen af branchekoder påvirker cirka 40.000 observationer.

FIRE-registret er en ikke-tilfældig stikprøve fra FIRM-registret. Derfor tjekkes det, hvorvidt de virksomheder, der indgår i FIRE, afviger fra populationen i FIRM. De virksomheder, som indgår i FIRE, generer i gennemsnit mere omsætning per årsværk end virksomheder i den samlede population. Den højere omsætning per årsværk kan for eksempel afspejle, at virksomhederne i

FIRE er mere kapitalintensive, og kan potentielt påvirke de estimerede mark-ups, formentlig i opadgående retning. Grunden til den højere omsætning per årsværk undersøges dog ikke nærmere.

Beregning af variablerne

I estimationsmodellen indgår variabler, der ikke eksplicit indgår i FIRE-registeret, og som derfor beregnes særskilt:

- *Output*: Beregnes som summen af omsætningen (OMS), arbejde udført for egen regning (AUER), tilgodehavender fra salg af varer og tjenesteydelser (TSVT), igangværende arbejde for fremmed regning (UIAF), samt ultimo-primo differencen af varer under fremstilling (UVUF – PVUF) og egen fremstillede varer til videresalg (ELUL – ELPR).
- *Arbejdskraft*: er summen af lønomkostninger (XPO), køb af underentrepriser og ikke-ansat lønarbejde (KLOE), omkostninger til lejeaf arbejdskraft (UDVB). For enkeltmandsvirksomheder (010) og interessentselskaber (030) tilføjes en lønomkostning på 450.000 kr. som tillægges XPO, for at værdisætte ejernes arbejdskraft.
- *Kapital*: kapitalen bliver beregnet både som bogført værdi og med en simpel 'user-value' tilgang. I første omgang består kapitalapparatet af summen af materielle og ikke-materielle anlægsaktiver. For at beregne user-value af kapitalen tages 5% af summen af de materielle og immaterielle anlægsaktiver plus af- og nedskrivninger af alle aktiver (ANMI).
- *Variable inputs*: der bruges variabelen 'Vareforbrug til primær omsætning' (XVA).
- \tilde{Y} : den afhængige variable i modellen er profitabiliteten, \tilde{Y} , som beregnes som samtlige indtægter delt med samtlige udgifter som beskrevet ovenfor.

Alle variabler, bortset fra \tilde{Y} , bliver deflateret med henholdsvis DSTs prisindeks for varesalg, variable inputs, løn, og kapitaludgifter, hvor hvert indeks omregnes til et fælles basisår 2000.

Udgifterne til arbejdskraft og udgifterne til variable inputs kapitalkorrigeres. Dvs. at de divideres med udgifterne til kapital. Det sikrer, at omkostningsfunktionen opfylder kravet om homogenitet af første grad i inputpriserne. Dvs. at omkostningerne fordobles, hvis alle inputpriserne fordobles.

1.2 Estimationsmodellen

Estimationen følger Kumbakhar et al. (2012) og tager dermed udgangspunkt i en Stochastic Frontier Analysis omkostningsfunktion (SFA). Formålet med estimationen er, at finde frem til et estimat for mark-uppen, som kan skrives som:

$$\theta = \frac{(P - MC)}{MC}$$

Hvor P er outputprisen, og MC er de marginale omkostninger. Hvis mark-uppen er positiv gælder, at:

$$P > MC \equiv \frac{\partial C}{\partial Y}$$

Hvor C er totale omkostninger og Y er produktionsmængden.

Det gælder dermed også, at

$$P \frac{Y}{C} > \frac{\partial C}{\partial Y} \frac{Y}{C} = \frac{\partial \ln C}{\partial \ln Y}$$

hvor $\frac{PY}{C}$ er omsætningens andel af de totale omkostninger, også kaldet profitabiliteten. Uligheden kan omdannes til en ligning ved at tilføje et ikke-negativt led, u , som repræsenterer (et additivt udtryk for) mark-uppen

$$(1) \quad \frac{PY}{C} = \frac{\partial \ln C}{\partial \ln Y} + u \quad u \geq 0$$

Der gælder så, at

$$\frac{PY}{C} = \frac{Y}{C} MC + \theta \cdot \frac{Y}{C} MC = \frac{\partial \ln C}{\partial \ln Y} (1 + \theta)$$

Hvor

$$\theta = \frac{u}{\frac{\partial \ln C}{\partial \ln Y}}$$

For at finde frem til den empiriske model tages der udgangspunkt i en translog omkostningsfunktion:

$$\begin{aligned} \ln C = & \beta_0 + \sum_{j=1}^J \beta_j \ln W_j + 0.5 \sum_{j=1}^J \sum_{k=1}^K \beta_{jk} \ln W_j \ln W_k + \beta_Y \ln Y + 0.5 \beta_{YY} (\ln Y)^2 + \sum_{j=1}^J \beta_{jY} \ln W_j \ln Y \\ & + \beta_T T + 0.5 \beta_{TT} T^2 + \sum_{j=1}^J \beta_{jT} \ln W_j T + \beta_{YT} T \ln Y, \end{aligned}$$

hvor W er inputpriser og T er teknisk fremskridt, som antages at være en tidstrend.

For at nå frem til omkostningselasticiteten, $\frac{\partial \ln C}{\partial \ln Y}$, tages den partielt afledede af omkostningsfunktionen med hensyn til Y :

$$\frac{\partial \ln C}{\partial \ln Y} = \beta_Y + \beta_{YY} \ln Y + \sum_{j=1}^J \beta_{jY} \ln W_j + \beta_{YT} T$$

Det sidste udtryk indsættes i udgangsligningen (1), og ved at tilføje et fejllid, v , fås den endelige estimationsligning:

$$\frac{PY}{C} = \beta_Y + \beta_{YY} \ln Y + \sum_{j=1}^J \beta_{jY} \ln \tilde{W}_j + \beta_{YT} T + u + v,$$

hvor u , som i en klassisk SFA, er halv-normalfordelt (i estimationen bruges der både en halv-normalfordeling og en trunkeret normalfordeling for u), og v er normalfordelt:

$$u \sim N^+(0, \sigma_u^2)$$

$$v \sim N(0, \sigma_v^2)$$

og hvor \tilde{W}_j er de kapitalkorrigerede inputpriser.

Estimationsligningen estimeres med en maximum-likelihood estimator ved hjælp af R-pakken 'frontier' (Coelli & Henningsen, 2020).

I estimationen er mark-uppen defineret som et modificeret Lerner indeks, $\theta = \frac{P-MC}{MC}$, og er som nævnt relateret til u via $\theta = u/(\partial \ln C / \partial \ln Y)$. Mark-uppen kan dermed beregnes via:

$$\hat{\theta} = \hat{u} / \left(\hat{\beta}_Y + \hat{\beta}_{YY} \ln Y + \sum_{j=1}^J \hat{\beta}_{jY} \ln \tilde{W}_j + \hat{\beta}_{YT} T \right)$$

Den endelige Lerner-indeks kan opnås ved $L = \frac{P-MC}{P} = \theta / (1 + \theta)$. Lerner-indekset løber over $[0,1]$ og angiver, hvor stor en del af prisen der er en avance. I et teoretisk fuldkommen konkurrencemarked vil Lerner-indekset således være 0.

Estimationsligningen kan derudover også bruge til at beregne et mål for skalaafkast:

$$RTS = \frac{1}{\left(\hat{\beta}_Y + \hat{\beta}_{YY} \ln Y + \sum_{j=1}^J \hat{\beta}_{jY} \ln \tilde{W}_j + \hat{\beta}_{YT} T \right)}$$

hvor RTS (Returns To Scale) på 1 betyder konstante skalaafkast, og RTS større 1 betyder stigende skalaafkast, mens RTS mindre 1 betyder faldende skalaafkast. Skalaafkast er en vigtig faktor i mark-up estimationen, da virksomheder, der opererer med stigende skalaafkast har højere gennemsnitlige omkostninger end marginalomkostninger og dermed skal tage en pris, der overstiger marginalomkostningerne for at kunne dække deres totale omkostninger. Et marked, som er præget af mange virksomheder med stigende skalaafkast, og som har et relativt højere Lerner-indeks, kan derfor ikke nødvendigvis siges at være præget af dårlig konkurrence.

Estimationen gennemføres så vidt muligt på 127-branchekodniveau. For de brancher, hvor der er for få observationer på 127-brancheniveauet, estimeres modellen for 36-branchekodniveauet. Estimationen køres over de 14 hovedsektorer, som ikke består af primært hhv. offentlige virksomheder, kapitalsektoren og udenlandske virksomheder, da disse ikke indgår i FIRE-registret. Den implicite antagelse er dermed, at alle virksomheder i hver af de 127-brancher har den samme produktionsteknologi. Det kan for nogle brancher være en streng antagelse. På den anden side er der ofte for få observationer på et mindre aggregeret brancheniveau (6-cifret brancheniveau) til at estimationen kan gennemføres.

Bilag 2

Koncentrationsindeks

2.1 Beregning af HHI

HHI beregnes først på 6-cifret brancheniveau, ved følgende formel for hver branche:

$$HHI = \sum (100 * \rho_i)^2$$

Hvor ρ_i er markedsandelen for virksomhed i , i den pågældende branche på baggrund af omsætning. Hver virksomheds markedsandel i hver branche er dermed:

$$\rho_i = \frac{oms_i}{\sum oms_i}$$

Hvor oms_i er virksomhedens omsætning, og nævneren er den samlede omsætning for branchen.

I analysen aggregeres de således beregnede HHI'er op på sektorniveau ved et omsætningsvægtet gennemsnit.

Bilag 3

REFORM-modellen

3.1 De totale effekter af forbedret konkurrence er store

For at opgøre de samlede forvridende effekter af for høje priser er det nødvendigt at have en model, der beskriver forbrugernes præferencer og efterspørgsel samt produktionsteknologien i forskellige sektorer.

Det er også vigtigt at tage højde for, at bedre konkurrence på ét marked har afsmittende effekter på andre markeder. Hvis fx konkurrencen forbedres i en branche, som leverer input til andre brancher vil det bidrage til, at produktionsomkostningerne i andre brancher reduceres. Det kan lede til højere produktion i disse brancher, fordi de kan producere billigere, hvilket leder til højere efterspørgsel efter arbejdskraft i disse brancher. Omvendt kan bedre konkurrence lede til lavere priser på ét forbrugsgode og dermed større efterspørgsel efter dette gode, hvilket kan mindske efterspørgslen efter andre forbrugsgoder. Når man skal vurdere effekten af bedre konkurrence på et marked, er det således nødvendigt at tage højde for afledte effekter på andre markeder.

Bedre konkurrence leder i modellen til højere realløn, som kan forventes at øge arbejdsudbuddet og i sidste ende øges beskæftigelsen/arbejdsindsatsen. Øget beskæftigelse/arbejdsindsats bidrager isoleret set til større offentlige skatteindtægter og dermed til overskud i den offentlige sektor.

De samfundsøkonomiske effekter af bedre konkurrence vurderes i denne analyse ved brug af den såkaldte REFORM-model, som er udviklet af analyseenheden DREAM., jf. Stephensen mfl. (2019)¹.

3.2 Beskrivelse af REFORM-modellen

REFORM-modellen er en multisektor model, som er velegnet til at opgøre de økonomiske effekter af bl.a. bedre konkurrence. I modellen indgår en beskrivelse af forbrugernes efterspørgsel og producenternes produktion på et detaljeret sektorniveau. Modellen indeholder også en beskrivelse af afsmittende effekter mellem de forskellige økonomiske sektorer. Endelig beskrives det i modellen, hvordan arbejdsudbud afhænger af realløn efter skat.

REFORM-modellen er en såkaldt statisk komparativ model. Det betyder, at modellen kan beskrive ændringer i økonomien som følge af fx bedre konkurrence eller økonomiske reformer. I modellen indgår mangel på konkurrence i form af for høje priser (mark-up) i en række brancher.

REFORM er en statisk-komparativ multisektormodel for en lille åben økonomi. Modellen er en såkaldt CGE-model (Computable General Equilibrium model). Denne type modeller bruges

¹ Stephensen, Peter, Christopher Huus, Ralph Bøge Jensen, Grane Høegh og Peter Bache, 2019, "REFORM modellen – dokumentationsnotat (se styrelsens eller DREAMgruppens hjemmeside).

ofte til at vurdere mere langsigtede, strukturelle effekter i økonomien. Modellen beskriver således ikke mere kortsigtede konjunkturer på produktion og beskæftigelse (her er en model som fx ADAM mere velegnet). En af de primære datakilder er input-output tabellen fra Danmarks Statistiks nationalregnskab, som beskriver produktionsstrukturen i og samspillet mellem forskellige brancher i form af køb og salg af varer og tjenester mellem brancherne og til forbrugerne. Modellen er i denne analyse tilpasset år 2019.

Produktionsstruktur og virksomhedernes adfærd

Modellen indeholder 73 produktionsbrancher, der hver især anvender input i form af bygningskapital, maskinkapital, materialer (fra andre sektorer eller udlandet), energi samt arbejdskraft. Efterspørgslen efter produktionsfaktorerne er udledt fra en nestet CES-produktionsfunktion i et såkaldt KELBM-aggregat. Hver sektor producerer forbrugsgoder til husholdninger, eksport og materialeinput i den øvrige produktion.

Virksomhederne antages at være profitmaksimerende, og de agerer under såkaldt monopolistisk konkurrence. Det indebærer, at prisen er givet som en mark-up på produktionsomkostningen. Disse mark-up er kalibreret med udgangspunkt i nationalregnskabet, og der er derfor variation i mark-up mellem brancherne. Flere brancher har en mark-up på nul, hvilket svarer til et egentligt velfungerende marked. Den gennemsnitlige mark-up i modellen er på 8,1 pct. De makroøkonomiske effekter af ændret konkurrence belyses i denne analyse ved at ændre disse mark-up's og så simulere modellen.

Husholdninger

Der findes to typer af nyttemaksimerende husholdninger i modellen: Beskæftigede og ikke-beskæftigede. Beskæftigede har nytte af forbrug og fritid. Arbejdsudbuddet bliver dermed afhængigt af reallønnen. Arbejdsudbudselasticiteten med hensyn til lønnen efter skat er lig 0,1.

Ikke-beskæftigede har kun nytte af forbrug. Forbrugerne modtager løn, offentlige transferringer samt afkast på deres aktiver. Forbrugernes efterspørgsel er bestemt i et nestet CES-forbrugssystem.

Der er ikke i modellen såkaldt rent-sharing, hvor beskæftigede i en sektor med dårlig konkurrence (høj mark-up) har en højere løn (lønpåpremie) end ansatte i andre sektorer. I modellen er det ikke muligt at tage højde for, at bedre konkurrence kan føre til en ændret fordelingsprofil for formue og indkomst.

Udland

Samhandlen med udlandet sker under de såkaldte Armington-forudsætninger, hvormed det antages, at der i den indenlandske anvendelse af varer er imperfekt substitution mellem importerede og indenlandsk producerede varer. På de danske eksportmarkeder skelner efterspørgslerne også mellem danske og udenlandske varer.

Velfærd i modellen

Den samfundsøkonomiske gevinst ved ændringer i mark-up opgøres som ændringen i den såkaldt ækvivalerede variation (EV). Den ækvivalerede variation angiver det beløb, som forbrugerne skal modtage/afgive for at være lige så godt stillet som i udgangspunktet. I modellen indgår ikke positive eller negative eksternaliteter som fx miljøeffekter. Derfor indgår eventuelle påvirkninger af miljøet ikke i velfærdsmålet.

Innovation og totalfaktorproduktivitet

Produktionsteknologien i REFORM-modellen er eksogent givet. Det betyder, at effekter af øget konkurrence på innovation og i sidste ende totalfaktorproduktiviteten ikke indgår i modellen. Bedre konkurrence vurderes typisk at lede til øget innovation og dermed højere totalfaktorproduktivitet, jf. fx Federico mfl. (2020). Det indebærer, at REFORM-modellen må forventes at undervurdere de langsigtede effekter af bedre konkurrence.

De præsenterede modelberegninger er udført af DREAM og nærmere beskrevet i et dokumentationsnotat, jf. Stephensen og Jensen (2020).

3.3 Resultat af modelkørslen

Ved hjælp af REFORM-modellen belyses de samfundsøkonomiske effekter af en reduktion i den gennemsnitlige mark-up på ét procentpoint.² Beregningen viser således ikke de samlede gevinster ved at gøre alle markeder velfungerende, men ser blot på gevinsten ved en begrænset forbedring af konkurrencen.

En ét procentpoint reduktion i den gennemsnitlige mark-up giver ud fra beregningen en stigning i BNP på 0,7 pct., jf. tabel 3.1. Denne stigning kan bl.a. tilskrives en øget beskæftigelse og et øget kapitalapparat.

Ud fra beregningen er der en velfærdsgevinst svarende til 0,5 pct. af BNP. Velfærdsgevinsten er således mindre end stigningen i BNP. Dette afspejler, at stigningen i BNP bl.a. sker som følge af en stigning i antallet af arbejdstimer og dermed mindre fritid. Den mindre fritid bidrager isoleret set til en reduktion i velfærden.

Det fremgår, at arbejdsproduktiviteten stiger. Den øgede arbejdsproduktivitet afspejler bl.a., at reallønnen stiger. Når lønnen stiger vil producenterne på langt sigt bruge mindre arbejdskraft og i stedet anvende mere kapitalapparat i produktionen. Kapitalapparatet (og produktionen) stiger derfor mere end beskæftigelsen. Det er overordnet forklaringen på den øgede arbejdsproduktivitet. Dette kan ses som en effektiviseringsgevinst som følge af den øgede konkurrence.

Tabel 3.1 **Årlige samfundsøkonomiske gevinster ved reduktion i gennemsnitlig mark-up på ét procentpoint**

| Parameter | Årlig gevinst |
|---------------|------------------------------|
| BNP | 0,71 pct. (godt 16 mia. kr.) |
| Velfærd | 0,52 pct. (knap 11 mia. kr.) |
| Forbrug | 1,14 pct. |
| Realløn | 2,25 pct. |
| Beskæftigelse | 0,23 pct. |
| Produktivitet | 0,49 pct. |

Anm.: *Velfærd* er opgjort som stigningen i den ækvivalerede variation i pct. af BNP. *Produktivitet* er et mål for ændringen i arbejdsproduktiviteten opgjort som den relative ændring i BNP/beskæftigelse. Endelige svarer *beskæftigelse* til stigningen i antallet af arbejdstimer.

Kilde: REFORM-model-beregninger.

² Konkret antages, at der sker en proportional reduktion i mark-up'en i alle brancher med positiv mark-up, indtil den gennemsnitlige mark-up i økonomien er reduceret med 1 procentpoint.

3.4 Følsomhedsanalyser af resultater

Der er udført en række følsomhedsanalyser, hvor der ændres i forskellige grundantagelser i modellen, fx antagelser om udformning af konkurrencestødet, og hvordan det nye overskud i den offentlige sektor anvendes. Ændringerne i antagelserne er beskrevet i boks 3.1. Overordnet viser følsomhedsanalyserne, at de fundne gevinster i forhold til BNP ved bedre konkurrence, forekommer stabile, jf. tabel 3.2.

Det fremgår, at man opnår en større samfundsøkonomisk gevinst, hvis konkurrencen forbedres mest i sektorer med store konkurrenceproblemer sammenlignet med en tilsvarende forbedring af konkurrencen, som er spredt ud over alle brancher. Intuitionen bag dette resultat er, at man – alt andet lige – opnår en større samfundsøkonomisk gevinst ved at reducere mark-up fra fx 15 til 14 pct. sammenlignet med en reduktion af mark-up i en lignende branche fra fx 5 til 4 pct. En af grundene til dette er, at en reduktion af mark-up i brancher med meget høj mark-up vil mindske forskellene i mark-up mellem de forskellige brancher. Det bidrager til en mindre forvridning samlet set, fordi de prisforskelle som mark-up'en giver anledning til reduceres, jf. Stephensen og Jensen (2016).

Desuden vil det give en større gevinst i forhold til BNP, hvis det nye overskud i den offentlige sektor bruges på at sænke indkomstskatten. Hvis der alternativt bruges offentlige midler på at lade overførselsindkomsterne stige i takt med den øgede realløn, fås en lidt mindre gevinst i BNP men til gengæld mindre ulighed.

Tabel 3.2 Betydningen af ændring i grundantagelser

| Ændring i antagelse ift. basis | Gevinst ift. BNP | Forklaring |
|--|------------------|--|
| Basisantagelse | 0,71 pct. | Basisantagelser beskrevet i boks nedenfor |
| Mark-up reduktion kun i brancher med højst mark-up | 0,76 pct. | Lidt større gevinst, hvis reduktion i mark-up alene sker i brancher med højst mark-up, hvor konkurrencen er dårligst. |
| Uændret realløn i offentlig sektor | 0,77 pct. | Hvis det antages, at reallønnen i den offentlige sektor ikke følger med reallønnen i den private sektor, bidrager det isoleret set til et større offentligt overskud. Med antagelsen om, at et offentligt overskud anvendes til en reduktion af indkomstskatten medfører det et større arbejdsudbud, og dermed større BNP. |
| Overførselsindkomster stiger med realløn | 0,65 pct. | Hvis det antages, at overførselsindkomster stiger i samme takt som reallønnen fås et offentligt underskud, som finansieres ved en stigning i indkomstskatten. Det giver lavere arbejdsudbud ift. basisantagelse. |
| Lump-sum finansiering | 0,70 pct. | Hvis offentligt overskud ikke anvendes på reduktion af indkomstskat opnås lavere stigning i arbejdsudbud og derfor lidt lavere stigning i BNP. |
| Arbejdsudbud eksogent og lump-sum finansiering | 0,46 pct. | En teknisk følsomhedsanalyse, der illustrerer, at der også er en gevinst, selv hvis det antages at arbejdsudbuddet ikke stiger, når reallønnen efter skat øges. |

Anm.: Basisantagelserne er beskrevet i boksen nedenfor.

Kilde: REFORM-model-beregninger

Boks 3.1 Følsomhedsanalyser

Effekterne på BNP af en reduktion i mark-up på ét procentpoint afhænger i et vist omfang af de modelantagelser, der er gjort i modellen. De forskellige følsomhedsanalyser tyder overordnet på, at der er en stigning i BNP på 0,7-0,8 pct. ved en reduktion i den gennemsnitlige mark-up på ét procentpoint. Stigningen i beskæftigelsen er omkring 0,2-0,3 pct., mens stigningen i forbruget er omkring 1,1-1,3 pct.

Antagelser i basisberegning:

Arbejdsudbud er endogent, og eventuelle offentlige overskud/underskud finansieres ved en ændring i indkomstkatten (hvilket har afledte effekter på arbejdsudbud, som afhænger af reallønnen efter skat).

For den offentlige sektor antages det, at lønningerne følger reallønstigningen på det private arbejdsmarked, mens overførselsindkomsterne antages at være konstante.

Endelig antages det, at reduktionen på ét procentpoint i den gennemsnitlige mark-up opnås ved en proportional ændring i mark-up i alle brancher, hvor mark-up'en er større end nul. Med disse antagelser fås en stigning i BNP på 0,71 pct.

Følsomhedsanalyser

Tabel 3.2 viser effekten på BNP ved forskellige følsomhedsanalyser, hvor der er ændringer i beregningsforudsætningerne i forhold til basisantagelserne. Således varierer stigningen i BNP fra 0,65 til 0,77 pct. i de forskellige følsomhedsanalyser. I dette interval er ikke medtaget den femte og sidste følsomhedsanalyse, som mere har karakter af en teknisk følsomhedsanalyse, som illustrerer, hvor meget af stigningen i BNP der kan tilskrives ændringen i arbejdsudbudet.

Man opnår en større stigning i BNP, hvis man kan forbedre konkurrencen i de brancher med størst konkurrenceproblemer i stedet for at lave en lille forbedring af konkurrencen i alle brancher hvor der er (små eller store) konkurrenceproblemer. Det fremgår af den første følsomhedsanalyse, hvor der er en større stigning i BNP på 0,76 pct. (sammenlignet med 0,71pct.), hvis reduktionen i den gns. mark-up opnås ved at mindske mark-up i de brancher, hvor mark-up er større end gennemsnittet (i stedet for en proportional reduktion af mark-up i alle brancher med positiv mark-up).

Gevinsten opgjort som stigningen i BNP afhænger endvidere af, hvilke antagelser der gøres om de offentlige udgifter. Årsagen til dette er, at det påvirker indkomstkatten og dermed i sidste ende arbejdsudbuddet, jf. følsomhedsanalyse 2 og 3. Hvis det for eksempel antages, at overførselsindkomsterne stiger i samme takt som reallønnen, fås en lavere vækst i BNP end i basis-scenariet. Det afspejler, at der ud fra modellen i dette tilfælde vil opstå et lille offentligt underskud. Dette underskud finansieres i beregningen med en stigning i indkomstkatten, som giver en mindre stigning i arbejdsudbuddet (og dermed lavere vækst i BNP) sammenlignet med basis-scenariet.

Der er i beskrivelsen af følsomhedsanalyserne fokuseret på stigningen i BNP givet de forskellige beregningsforudsætninger. Ses i stedet på stigninger i velfærd eller privat forbrug fås kvalitativt de samme resultater som for BNP. En yderligere beskrivelse af resultater fra REFORM-modellen under de forskellige antagelser kan findes i det bagvedliggende dokumentationsnotat, jf. Stephensen og Jensen (2020).

De beregnede effekter på BNP og beskæftigelse af bedre konkurrence ved brug af REFORM-modellen harmonerer overordnet med tilsvarende resultater fundet i Dierx mfl. (2017)³. De analyserer de makroøkonomiske gevinster ved en række konkrete tiltag til bedre konkurrence i EU. Deres resultater svarer til, at en reduktion i mark-up på ét procentpoint giver en stigning i BNP på 0,9 pct. og en stigning i beskæftigelsen på 0,4 pct.⁴ Det er i samme størrelsesorden, om end lidt højere, end fundet i nærværende analyse.

Som beskrevet tidligere er REFORM modellen en såkaldt statisk komparativ model, som belyser ændringer i økonomien på langt sigt ved strukturelle tiltag. Produktionsteknologien er imidlertid eksogent givet i modellen. Det indebærer, at modellen ikke medtager, at bedre konkurrence vurderes at lede til øget innovation, hvilket må forventes at øge totalfaktorproduktiviteten på langt sigt.

³ Adriaan Dierx, Fabienne Ilzkovitz, Beatrice Pataracchia, Marco Ratto, Anna Thum-Thysen og Janos Varga, 2017, "Distributional Macroeconomic Effects of the European Union Competition Policy: A General Equilibrium Analysis".

⁴ I analysen af Dierx mfl. (2017) bruges den såkaldte QUEST modellen, som er en dynamisk ligevægtsmodel (DSGE) med imperfekt konkurrence for EU. Det er således en lidt anden modeltype end REFORM modellen, som er en statisk komparativ model. I beregningen i QUEST modellen vurderes effekten af en række konkrete tiltag, som giver et fald i mark-up på 0,85 pct. point. På langt sigt findes i modellen en stigning i BNP på 0,78 og en stigning i beskæftigelsen på 0,34. Hvis disse effekter opregnes til et fald i mark-up på ét pct. point, svarer det til en stigning i BNP på ca. 0,9 pct. og en stigning i beskæftigelsen på ca. 0,4 pct. Da QUEST modellen er en dynamisk model kan den både belyse effekter på kort og langt sigt. Ud fra pågældende model opnås ca. 1/3 til 1/2 af gevinsterne i løbet af 1 år. Det peger i retning af, at der opnås en stor gevinst ved bedre konkurrence allerede på kort sigt.

Bilag 4

Beskrivelse af Ennis-modellen

4.1 Konkurrence og fordeling

En række nyere analyser peger på, at manglende konkurrence kan medvirke til at skabe større indkomstforskelle. Se fx OECD og Verdensbanken, 2017, "A step ahead – competition policy for shared prosperity and inclusive growth". Ennis, Sean, Pedro Gonzaga og Chris Pike (2019) "Inequality: A Hidden Cost of Market Power", Oxford Review of Economic Policy. 35(3):518–549, 2019. Gans, Joshua, Andrew Leigh, Martin Schmalz og Adam Triggs, 2019, "Inequality and market concentration, when shareholding is more skewed than consumption."

Manglende konkurrence leder til for høje priser for virksomhedskunder og forbrugerne. Det indebærer som udgangspunkt et tab for forbrugerne, der får en lavere realløn, fordi de må betale for meget for deres varer. Virksomheder, der kan sælge deres ydelser til en "for høj" pris sammenlignet med prisen på et velfungerende marked, får til gengæld en overnormal indtjening, og denne indtjening vil som udgangspunkt tilfalde de personer, som ejer virksomhederne, dvs. aktionærer og virksomhedsejere. Se et konkret eksempel på dette i boks 4.1.

Boks 4.1 Eksempel på fordelingsmæssige virkninger af markedsmagt

Følgende eksempel af de fordelingsmæssige konsekvensen af øget markedsmagt er beskrevet i Gans et al. (2019)

"In 2009, Aspen Pharmacare announced its acquisition of five cancer medicines from its competitor GlaxoSmithKline. As the sole producer of those drugs, Aspen didn't just acquire medicines, it also acquired substantial market power. The implications were swift. In Britain, the price of Busulfan, a medicine used by leukaemia patients, increased twelvefold: from £5.20 to £65.22 in 2013. The price of Chlorambucil, another leukaemia drug, rose fivefold from £8.36 to £40.51 (Kenber, 2017). But it wasn't just the price of medicines that increased. From the time of the acquisition to after it had increased prices, Aspen Pharmacare's share price increased almost seven-fold (Marketwatch, 2017). The result of increased market power, therefore, was a wealth transfer from consumers to shareholders."

4.2 Den anvendte model

Ennis et al. 2019⁵ opstiller en steady-state makromodel, som gør det muligt at undersøge effekten på fordelingen af indkomst og formue, hvis konkurrencen generelt øges i økonomien repræsenteret ved et fald i den gennemsnitlige mark-up. Modellen bruges til at vurdere de langsigtede effekter på fordeling af indkomst og formue af unødigt høj markedsmagt i otte større OECD-lande (USA, Canada, Frankrig, Tyskland, Sydkorea, Japan, Spanien og Storbritannien).

⁵ Ennis, Sean, Pedro Gonzaga og Chris Pike (2019) "Inequality: A Hidden Cost of Market Power", Oxford Review of Economic Policy. 35(3):518–549, 2019.

Modellen tager udgangspunkt i den nuværende indkomst- og formuefordeling og giver mulighed for at regne på forskellige konkurrencestød, dvs. forskellige satser for mindsket gennemsnitlig mark-up i økonomien, der skubber til fordelingen af indkomst- og formue.

Ennis et al. (2019) finder, at tæt ved halvdelen af den faktiske mark-up i de analyserede lande har karakter af unødigt høj mark-up, som potentielt kan elimineres ved at styrke konkurrencen. På den baggrund finder forfatterne, at for et gennemsnitligt land i analysen vil formuen for de 20 pct. fattigste forbrugere stige med godt 11 pct., og at størstedelen af denne stigning vil ske på bekostning af de mest velhavende 10 pct.

I Konkurrence- og Forbrugerstyrelsens analyse anvendes en tilpasset version af den model, som Ennis et al (2019) anvender. Det skyldes adgang til mere detaljeret dansk data, der gør resultaterne mere retvisende. Af den grund kan resultaterne ikke sammenlignes direkte med resultaterne for de øvrige lande i Ennis et al (2019). Se boks 4.2 for gennemgang af Ennis-modellen. Efter boksen beskrives den tilpassede model, der anvendes i artiklen.

Boks 4.2 Beskrivelse af model og data anvendt i Ennis-modellen

Ennis et al (2019) opstiller en dynamisk steady-state model, der måler potentielle fordelings-effekter ved øget konkurrence. Denne model gør det muligt at foretage en komparativ analyse af, hvordan indkomst- og formuefordelingen ændres, når konkurrencen styrkes. Konkret simuleres øget konkurrence ved at reducere virksomhedernes mark-up/avance.

Modellen har fokus på effekter via fordeling af overnormal avance, men kan ikke belyse eventuelle fordelingsmæssige effekter via rent-sharing og forskelle i forbrugsmønstre for grupper med lav og høj indkomst. Derudover belyser modellen alene fordelings-effekter, men medtager ikke efficiensgevinster af øget konkurrence, herunder fx effekter via øget innovation.

Den centrale antagelse i modellen er, at den overnormale avance fordeles til forskellige dele af befolkningen ud fra deres nettoformue. Dette bygger på en antagelse om, at hvis man har en høj nettoformue har man også en tilsvarende høj ejerandel af de virksomheder, som genererer overnormal avance. En anden antagelse er, at den marginale opsparingskvote af højere realindkomst (afledt af lavere priser ved reduktionen i mark-up) er ens for forskellige indkomstgrupper.

Data i modellen omfatter andele af samlet formue og indkomst for de forskellige grupper (opdelt på enten formue eller indkomst), gennemsnitlig mark-up (avance) for brancher, lønandelen af samlet indkomst, samt forholdet mellem marginal og gennemsnitlig opsparingsrate for hele økonomien.

Der er ikke noget udland i modellen. Det antages således implicit, at gevinster ved dårlig konkurrence (overnormal avance) alene tilfalder indenlandske borgere. Reelt vil en betydelig andel af den overnormale avance imidlertid tilfalde udenlandske forbrugere, der ejer aktier i det givne land.

Der foretages to typer af stød til illustration af virkninger af øget konkurrence; i) en mindre reduktion i mark-up, hvor mark-up reduceres med 1 pct. point, ii) fjernelse af hele den "for høje" mark-up.

I sammenligningen af de to steady-state scenarier fjernes den del af mark-up (avance), som ifølge Ennis et al. antages at være overnormal. For at definere den 'overnormale' mark-up sammenligner Ennis et al. Mark-up på brancheniveau i forskellige lande. For en given branche defineres et normalt niveau for mark-up, som den laveste mark-up på tværs af lande for den givne branche. Herefter beregnes et landespecifikt mål for overnormal avance og en aggregeret (excess) mark-up for hvert land ved at vægte med branchefordelingen af excess mark-up i de forskellige brancher i de forskellige lande. Beregningen af excess mark-up er baseret på estimater i Høj (2007). Der er således tale om en relativt grovkornet opgørelse af overnormal avance, baseret på ældre data.

Følgende forhold er gældende i modellen:

$$F^m = \mu F^c, Y^m = \mu Y^c, C^m = \mu C^c$$

Hvor Y angiver samlet indkomst i økonomien, F angiver nettoformuen og C angiver samlede forbrug. De opløftede tegn m og c refererer til hhv. ligevægten med markedsmagt og velfungerende konkurrence. Ligningerne siger således, at den eneste forskel for formue, indkomst og forbrug mellem de to steady states er højere priser (mark-up), mens den samlede indkomst er den samme i de to situationer.

Den nationale indkomstligning definerer aggregerede produktion som summen af indkomst fra arbejdskraft og kapital:

$$Y^j = W + R^j, \quad j = c, m$$

Ligningen viser, at kun kapitalindkomst ændrer sig i en steady state med/uden markedsmagt. Det skyldes, at ved øget markedsmagt er varepriserne højere, hvilket skaber et overnormalt afkast, der kommer kapitalejerne til gode. Lønnen, W , antages at være uændret.

Dernæst sammenligner Ennis et al (2019) disse ligninger for forskellige befolkningsgrupper fordelt efter deres andel af indkomsten:

$$y_i^j Y^j = W_i + f_i^j R^j, \quad j = c, m \quad (4)$$

Hvor y_i^j fx er andelen af indkomsten for de 10 pct. i den laveste indkomstgruppe.

Kapitalindkomsten, dvs. den del af indkomsten, der påvirkes af konkurrencetilstanden, fordeles med fordelingen af nettoformuen, f . De forskellige indkomstgrupper får således den andel af kapitalafkastet, der svarer til deres andel af nettoformuen. Det betyder, at mark-up og markedsmagt skal forstås meget bredt, således at alle dele af økonomien påvirkes af mark-ups.

Ud fra disse ligninger beregnes forskellen mellem indkomstgruppernes andel af den totale indkomst i de to steady states:

$$y_i^m Y^m - y_i^c Y^c$$

Det giver følgende resultat (se Ennis et al (2019) for udledning):

$$y_i^m - y_i^c = (\mu - 1)(f_i^m - y_i^m) + (1 - \mu\alpha_L)(f_i^m - f_i^c) \quad (6)$$

Hvor f er indkomstgruppernes andel af den totale formue, og α_L er arbejdskraftens andel af den totale indkomst ($løn/Y$).

Dernæst udregnes effekten på forbrug:

$$c_i^m - c_i^c = \frac{1 - s'}{1 - \bar{s}} (y_i^m - y_i^c) \quad (11)$$

Hvor s' er den marginale opsparingstilbøjelighed af øget indkomst, mens \bar{s} er den gennemsnitlige opsparingskvote. Effekten på forbruget skal bruges i efterfølgende udledninger.

Effekten på formuen udledes som:

$$f_i^m - f_i^c = \frac{1}{\bar{s}} (y_i^m - y_i^c) - \frac{1 - \bar{s}}{\bar{s}} (c_i^m - c_i^c) \quad (15)$$

Ligning (6), (11) og (15) bruges til at 'løse' modellen, hvor parametrene x^c er de ukendte størrelser. Ligning (19) og (20) repræsenterer modellens løsninger for effekten på indkomst- og formuefordeling:

$$f_i^c = f_i^m + \frac{\frac{s'}{\bar{s}}(\mu - 1)}{1 - \frac{s'}{\bar{s}}(1 - \mu\alpha_L)} (y_i^m - f_i^c) \quad (\text{ligning 19 fra Ennis - artiklen})$$

$$y_i^c = y_i^m + \frac{\mu - 1}{1 - \frac{s'}{\bar{s}}(1 - \mu\alpha_L)} (y_i^m - f_i^c) \quad (\text{ligning 20 fra Ennis - artiklen})$$

Tilpasning af modellen i artiklen *Konkurrence og Fordeling*

Der er foretaget visse tilpasninger af Ennis' model med henblik på at gøre den mere retvisende for Danmark. I den oprindelige model har det været nødvendigt at antage, at forbrugerne med den laveste andel af indkomsten også har den laveste andel af formuen. Da de danske registerdata indeholder oplysninger om både indkomst og formue på individniveau, kan individernes reelle andel af indkomst og formue beregnes.

I beregningerne er borgerne først rangordnet efter deres andel af nettoformuen. Dernæst er de opdelt i formuepercentiler, hvorefter disse gruppers andel af indkomsten er opgjort. Det er i tråd med, at det er formueeffekterne, der er i centrum i beskrivelsen af modelens resultater i Ennis et al (2019).

Som beskrevet i boks 4.2 er det en central antagelse i Ennis-modellen, at kapitalafkastet – herunder den overnormale avance – fordeles efter nettoformuefordelingen. En betydelig andel af nettoformuen, fx friværdi i ejerbolig eller indestående på bankkonti, repræsenterer dog ikke ejerskab over danske virksomheder. På baggrund af detaljerede danske registerdata er det muligt at komme tættere på egentligt ejerskab ved at anvende fordelingen af *aktieformuen*, herunder et skøn for den del af pensionsformuen, der er placeret i danske aktier.

Derfor tilpasses modellens nationale indkomstligning med R^j , der defineres som det kapitalafkast, der påvirkes af konkurrenceintensiteten i Danmark (dvs. afkast på især danske aktier), og A , som er kapitalindkomst, der *ikke* påvirkes af konkurrencen i Danmark, fx afkast på udenlandske aktier, obligationsafkast eller renter på indestående på bankkonti.

Den nationale indkomstligning bliver dermed:

$$Y^j = W + A + R^j \quad , j = c, m$$

Ligning (4) og (5) i Ennis et al (2019) bliver til:

$$y_i^m Y^m = W_i + a_i^m A + r_i^m R^m \quad (4)$$

$$y_i^c Y^c = W_i + a_i^c A + r_i^c \left[\frac{1 - \mu}{\mu} (W + A) + \frac{R^m}{\mu} \right] \quad (5)$$

hvor a_i^j angiver befolkningsgruppe i 's andel af den samlede formue i hele økonomien, hvor afkastet *ikke* påvirkes af konkurrence, såsom fx bankindsud, mens r_i^j angiver befolkningsgruppe i 's andel af samlede formue i hele økonomien, hvor afkastet påvirkes af konkurrence. I denne analyse anvendes den danske aktieformue i danske aktier som mål for den sidste type formue. Dvs. danskernes beholdning af danske aktier.

For at løse modellen skal disse to typer formue kobles sammen med formuegruppe i 's andel af den samlede nettoformue i hele økonomien, f^j . Det antages, at hver enkelt befolkningsgruppe har den samme sammensætning af de to typer formue i hvert steady state. Dvs., at den andel, som formuegruppe i 's aktier udgør af befolkningsgruppe i 's totale formue, er ens i begge steady states. Denne andel benævnes β_i . Dermed kan befolkningsgruppe i 's andel af de to typer af formue udtrykkes via formlerne nedenfor:

$$r_i^j = \frac{\beta_i}{\beta_T^j} f_i^j$$

$$a_i^j = \frac{1 - \beta_i}{1 - \beta_T^j} f_i^j$$

β_T^j angiver, hvor stor en andel af den samlede formue i hele økonomien som er placeret i aktiver, hvor afkastet påvirkes af konkurrence, dvs. den danskernes formue placeret i danske aktier. Det bemærkes, at denne afhænger af konkurrenceintensiteten. Konkret kan β_T^j udtrykkes som funktion af formuefordeling og porteføljesammensætningen som følger:

$$\beta_T^j = \sum_{i=1} \beta_i f_i^j$$

Ved at kombinere ligning (4), (5) samt at bruge definitionerne for r_i^j og a_i^j ovenfor findes følgende udtryk, som svarer til ligning (6) i den oprindelig model:

$$y_i^m - y_i^c = \mu \left(\frac{f_i^m}{1 - \beta_T^m} - \frac{f_i^c}{1 - \beta_T^c} \right) (1 - \beta_i) \alpha_A + (1 - \mu) \left(y_i^m - \beta_i \frac{f_i^m}{\beta_T^m} \right) + \beta_i \left(\left(\frac{f_i^m}{\beta_T^m} - \frac{f_i^c}{\beta_T^c} \right) (1 - \mu (\alpha_L - \alpha_A)) \right) \quad (6)$$

Det bemærkes, at ændringen i indkomstandelen for en given befolkningsgruppe ikke kun afhænger af ændringen i formueandelen for den givne befolkningsgruppe, men også af ændringen i formueandelene for alle andre befolkningsgrupper (gennem β_T^j). Det betyder, at det ikke muligt at finde et simpelt analytisk udtryk for ændringen i hhv. formue- og indkomstandel for hver befolkningsgruppe, svarende til ligning (19) og (20) i Ennis et al (2019), der fremgår af boks 4.2. Derimod er effekten af at styrke konkurrencen ved at sænke mark-ups i denne tilpassede model fundet ved simultant at løse ligning (6), samt ligningerne (11) og (15) fra den oprindelige model, jf. boks 3.2.

Der er en række forsimplende antagelser i modellen, hvorfor modellens resultater alene skal ses som en illustrativ beregning af effekternes potentielle størrelse.

Fx korrigeres ikke for, at en del af danskernes forbrug sker på baggrund af import. Det kan betyde, at de modelbaserede skøn kan overvurdere fordelings effekterne i det omfang, at importpriserne ikke påvirkes af konkurrenceforholdene i Danmark.

Omvendt antages det, at den marginale opsparingsstilbøjelighed ved øget indkomst er ens for forskellige indkomstgrupper. Højindkomstgrupper har imidlertid almindeligvis en højere opsparingskvote end personer med lavere indkomster. Hvis dette medtages, vil den omfordelende effekt af øget konkurrence øges.

Desuden sonderer modellen ikke mellem forskellige indkomstgruppers forbrugs- og opsparingsmønstre. Hvis det forholder sig sådan, at lavere indkomstgrupper har en større andel af deres forbrug på fx hjemmemarkedsorienterede markeder, hvor konkurrencen er mest hæmmet, så vil disse grupper også opleve en forholdsmæssig større stigning i realindkomsten ved styrket konkurrence, men denne effekt medregnes ikke her.

Boks 4.3 gennemgår de data, der indgår i modellen.

Boks 4.3 Data

Indkomst og formue

Modellen er bygget op omkring fordelingen af nettoformue og indkomst. Indkomst- og formueandelene for Danmark beregnes på baggrund af registerdata for år 2017. Opgørelsen omfatter alle personer +18 år (primo 2017). For indkomst bruges i lighed med Ennis et al. (2019) den ækvivalerede disponible indkomst, som er opgjort fra indkomstregistret (*IND*). Nettoformuen er opgjort som aktiver plus pensionsformue ultimo året fratrukket passiver ultimo året. Pensionsformuer er opgjort fra pensionsformueregistret (*PENSFORM*).

Både formue- og indkomstfordelingen er opgjort som summen af familieformue og -indkomst divideret med antal individer i familien (dog maksimalt de to primære forsørgere i familien). Dvs., at for enlige er formuen lig med den personlige formue. For personer, der er gift eller samlevende bestemmes formuen som halvdelen af den nettoformue, de to personer har til sammen. Samme tilgang til at opgøre fordelingen af formuer er anvendt i De Økonomiske Råds formandskab (2016).

I opgørelsen af nettoformuen indgår en række væsentlige aktiver og passiver. Aktiver består af kontant ejendomsværdi inkl. fritidsboliger, erhvervsejendomme og byggegrunde (offentlig vurdering), andelsboliger, indestående i pengeinstitutter, samt aktier, obligationer og pantebrevbreve i depot. Passiver består af gæld til realkreditinstitutter, pengeinstitutter, Udbetaling Danmark (studiegæld), finansieringsselskaber, og kontokort- og pantebrevsgæld.

Aktiver indeholder således ikke hovedaktionæraktier og aktier uden for depot. Det må formodes, at det især er personer med store formuer, som ejer sådanne aktier. Herudover indgår heller ikke oplysninger om værdien af biler, lystbåde, kontanter og gæld til private (f.eks. venner og familie).

I den oprindelige model i Ennis et al (2019) anvendes to statistikker, der viser henholdsvis indkomst- og formuefordelingen, og det antages, at det er de samme individer, der findes sig i de respektive grupper i disse fordelinger. Dvs. at forbrugerne med lavest andel af indkomsten er identisk med de forbrugere, der har lavest andel af formuen. Men en væsentlig forskel på datakilden i styrelsens analyse og de data, der indgår i den oprindelige model i Ennis et al (2019), er, at de danske registerdata gør det muligt at analysere indkomst og formue på individniveau.

Desuden justeres de danske data for et skøn over individernes aktieformue i deres pensionsopsparing. Dette gøres vha. investeringsstatistikken hos Forsikring & Pension, hvoraf det fremgår, at danske aktier og investeringer i unoterede danske virksomheder (private equity) udgør knap fem pct. af de samlede investeringer for pensionsbranchen. Det antages, at dette gør sig gældende for alle individer, der således tildeles aktieformue for 4,5 pct. af deres pensionsformue.

I modelkørslen i den tilpassede model er andelen for indkomst og formue, dvs. y_i^m og f_i^m , fundet ved først at sortere befolkningen på formue og dernæst indkomst.

Lønandel

Lønnens andel af den samlede indkomst ($\alpha_L = W/Y$) indgår som parameter i den oprindelige Ennis-model. Formålet med parameteren er at illustrere den compensation, som arbejdstagerne modtager, som andel af den totale indkomst i økonomien. For Danmark ligger denne i gennemsnit på 0,60 for perioden 2010-2019 (jf. Statistikbankens tabel NAHL2 (aflønning af ansatte/bruttofaktorindkomst)). Korrigeres der for selvstændige, hvor aflønningen ikke fremgår som aflønning i statistikken, er tallet omtrent 0,65 for Danmark.

I den tilpassede model, der anvendes i artiklen, er det væsentligt, at den totale indkomst opdeles på tre grundelementer, dvs. løn, konkurrenceudsat kapitalafkast samt kapitalafkast, som ikke påvirkes af konkurrenceintensiteten på danske produktmarkeder, såsom afkast af udenlandske aktier α_A , er. Derfor medregnes også honorarer, virksomhedsoverskud og offentlige overførsler som lønindkomst, hvilket giver, at lønindkomsten udgør 88 pct. af den samlede indkomst i samfundet ($\alpha_L = 0,88$) i den tilpassede model. Tilsvarende udgør indkomsten, som stammer fra kapital, hvor afkastet ikke påvirkes af konkurrence, 7,4 pct. af den samlede indkomst ($\alpha_A = 0,074$), som er residualet, når lønindkomsten og aktieindkomsten fratrækkes den totale indkomst.

Forholdet mellem marginal og gennemsnitlig opsparing

I modellen indgår forholdet mellem den gennemsnitlige og den marginale opsparingstilbøjelighed. Førstnævnte kan findes i de relevante statistikker, men den marginale opsparingstilbøjelighed kendes af gode grunde ikke. Derfor afrapporterer Ennis et al (2019) et konservativt, et centralt samt et optimistisk skøn for resultaterne, hvor den marginale opsparingstilbøjelighed er henholdsvis lig den gennemsnitlige, 1,5 gange den gennemsnitlige og dobbelt så stor,

som den gennemsnitlige. Det antages samtidig, at opsparringstilbøjelighed er ens på tværs af alle indkomstgrupper.

I den tilpassede model og i artiklen afrapporteres kun det centrale skøn, hvor den marginale opsparringstilbøjelighed er 1,5 gange den gennemsnitlige.

Mark-up

Mark-up er i Ennis et al. (2019) fundet i en artikel (Høj et al. (2007) (Høj, J., Jimenez, M., Maher, M., Nicoletti, G., and Wise, M. (2007), 'Product Market Competition in the OECD Countries: Taking Stock and Moving Forward', OECD Economics Department Working Papers No. 575, Paris, OECD Publishing.)).

Ud fra mark-up på sektorniveau i denne artikel beregnes den gennemsnitlige mark-up for alle lande. Konkurrencestøddet beregnes ved at justere mark-up i alle sektorer ned til den laveste på tværs af alle lande i Høj et al. (2007) og beregne den nye gennemsnitlige mark-up. Forskellen mellem disse to gennemsnit giver *excess mark-up*, som kan indføres i modellen.

I artiklen *Konkurrence og fordeling* anvendes en mark-up, der er estimeret på danske data, jf. bilag 1 i dette bilagsnotat. Denne betragtes som mere retvisende.

For denne danske mark-up er der ikke noget direkte sammenligningsgrundlag, der kan benyttes ift. at finde overnormal mark-up i tråd med Ennis et al (2019). Derfor anvendes det forhold, at Ennis et al (2019) i gennemsnit finder, at mark-up er omtrent 40 pct. for høj i de analyserede lande. En reduktion på 40 pct. i den danske mark-up svarer til en reduktion på knap 5 pct. Det er derfor denne reduktion, der regnes på i den tilpassede model i artiklen.

Beregningerne på den tilpassede Ennis-model viser, at i et scenarie, hvor den gennemsnitlige mark-up sænkes med 5 procentpoint, vil de mindste formuegrupper opnå en større andel af den totale formue og indkomst, mens de rigeste ville opnå mindre, jf. tabel 4.1. Fx har de 20 pct. af befolkningen med mindst formue i udgangspunktet -2,7 pct. af nettoformuen (dvs. de netto har gæld) og 12,3 pct. af indkomsten, hvilket vil ende med henholdsvis -1,5 pct. og 13,1 pct. i det mere konkurrenceprægede scenarie. Disse forbrugere vil dermed opleve at fald i deres nettoformueunderskud på godt 40 pct.

Andelen af formuen for top 1 pct. vil falde fra 14,4 pct. til 11,5 pct. Disse forbrugere vil derfor opleve et fald i nettoformuen på godt 20 pct.

Tabel 4.1 Ennis-modellen på danske data ved en sænkning af gennemsnitlig mark-up på 40 pct.

| Gruppe | Nuværende formuefordeling | Formuefordeling efter stød | Nuværende Indkomstfordeling ¹ | Indkomstfordeling efter stød |
|------------------|---------------------------|----------------------------|--|------------------------------|
| Nederste 20 pct. | -2,7 pct. | -1,5 pct. | 12,3 pct. | 13,1 pct. |
| 21 – 40 pct. | 3,5 pct. | 4,8 pct. | 15,3 pct. | 16,2 pct. |
| 41 – 60 pct. | 10,5 pct. | 11,8 pct. | 18,7 pct. | 19,6 pct. |
| 61 – 80 pct. | 22,2 pct. | 23,0 pct. | 21,9 pct. | 22,6 pct. |
| 81 – 90 pct. | 19,2 pct. | 19,2 pct. | 12,8 pct. | 12,8 pct. |
| 91 – 95 pct. | 14,4 pct. | 13,9 pct. | 7,4 pct. | 7,1 pct. |
| 96 – 99 pct. | 18,6 pct. | 17,3 pct. | 7,5 pct. | 6,6 pct. |
| Top 1 pct. | 14,4 pct. | 11,5 pct. | 4,1 pct. | 2,2 pct. |

| | | | | |
|-------|----------|----------|----------|----------|
| Total | 100 pct. | 100 pct. | 100 pct. | 100 pct. |
|-------|----------|----------|----------|----------|

Note 1: Den nuværende indkomstfordeling i tabellen er den andel af indkomsten, som de forskellige formuegrupper har. Individene er sorteret efter formue, og dernæst er disse formuegruppers andel af indkomsten beregnet.

Anm.: I de bagvedliggende data overstiger den totale gæld (boliglån mv.) den totale aktivmasse (boligværdi mv.) for de nederste 20 pct. af formuefordelingen. Denne gruppe har dermed negativ nettoformue set under ét. Efter mark-up stødet reduceres dette underskud.

Kilde: Egne beregninger på baggrund af en modellering opsat af Ennis et. al (2019). Data for formue- og indkomstfordeling er fra Danmarks Statistiks forskerdatabase.

Bilag 5

Lønpræmier

5.1 Den anvendte tilgang

Den økonometriske analyse af lønpræmien i analysen er baseret på en modificeret tilgang anvendt af Det Økonomiske Råd (2005). Analysen undersøger følgende to hypoteser:

- » Der findes en negativ korrelation mellem konkurrence og lønpræmier.
- » Lønpræmier er ikke lige fordelt på tværs af jobfunktioner, dvs. at nogle jobfunktioner får større del af en eventuel lønpræmie end andre.

5.2 Modellspecifikation

For at teste begge hypoteser opstilles en estimationsmodel med følgende specifikation:

$$\log(\text{timeløn}_{it}) = \beta_0 + \sum \gamma_k \text{individ egenskaber}_{k,it} + \beta_1 \text{branche}_{it} + \beta_2 \text{HHI}_{it} + \beta_3 \text{stilling}_{it} + \beta_4 \text{HHI}_{it} \cdot \text{stilling}_{it} + \beta_5 \text{branche}_{it} \cdot \text{stilling}_{it} + \beta_6 \text{aar}.$$

I modellen beskriver 'HHI' konkurrencesituationen inden for en given branche⁶. Desuden anvendes en kategorial variabel for lønmodtagerens jobfunktion, 'stilling', inddelt i fire funktioner, hhv. i) ledelsesarbejde, og arbejde, der forudsætter viden på hhv. ii) højeste, iii) mellem og iv) laveste niveau. For at kontrollere for andre faktorer, som potentielt kan påvirke lønniveauet, tilføjes individuelle karakteristika: alder, køn, civilstand, antal hjemmeboende børn, uddannelse, etnicitet, geografisk beliggenhed af bopæl, samt arbejds erfaring målt i år efter afslutningen af den seneste erhvervede uddannelse. Derudover tilføjes der branchedummies, 'branche', for at fange branchespecifikke effekter, som kan henføres til andre branchespecifikke forhold end konkurrence. Derudover bruges en tidsdummy, 'aar', som kontrollerer for årsspecifikke effekter, som kan påvirke lønniveauet i Danmark, fx konjunkturforhold.

Estimationen for at teste begge hypoteser gennemføres med tre ad-hoc modellspecifikationer, som afledes af den ovenstående model:

- (1) En specifikation, hvor der, ud over kontrolvariable, udelukkende indgår 'HHI' og 'stilling'. Denne specifikation bruges for at teste hypotese 1, og afspejler den gennemsnitlige effekt konkurrencen har på lønniveauet uden at differentiere mellem jobfunktioner.
- (2) En specifikation, hvor der, ud over kontrolvariable, 'HHI' og 'stilling', også indgår en krydseffekt mellem HHI og stillingskategorierne. Denne specifikation

⁶ Andre sædvanlige konkurrenceindikatorer som overskudsgrad, egenkapitalforrentning eller mark-up kunne bruges som supplerende eller alternative konkurrenceindikatorer. Dog vil en signifikant lønpræmie indebære at de - i modsætning til HHI - vil undervurdere manglende konkurrence på et marked.

-
- tester begge hypoteser ved at undersøge, om de konkurrencebetingede lønpræmier afhænger af jobfunktion.
- (3) En specifikation, som ud over de variable, som indgår i specifikationen under (2) også kontrollerer for branchespecifikke forskelle i sammensætningen af de fire jobfunktioner og de gennemsnitlige forskelle i timelønnen mellem jobfunktionerne inden for en branche, ved at tilføje en krydseffekt mellem '*branche*' og '*stilling*'.
 - (4) For at tjekke ad-hoc modelspecifikationen yderligere, bruges en Lasso (least absolute shrinkage and selection operator) estimator (Santosa & Symes, 1986), (Tibshirani, 1996). Denne estimator er oprindelig udviklet som 'regression shrinkage' estimator til at forbedre out-of-sample prædiktionsmodeller. Lasso estimatoren er en modifikation af Ridge estimatoren, som også kan anvendes til at udvælge et sub-sæt af de variable, som bidrager mest til at forklare variationen i modellens afhængig variable. I modsætning til Ridge estimatoren, sætter Lasso estimatoren koefficienterne af de variable, som ikke indgår i dette sub-sæt, til nul. Lasso estimatoren kan bruges til at udvælge de mest relevante forklarende variable fra et stort sæt af forklarende variable, samt deres kryds- og kvadratede effekter. Lasso estimatoren kan dermed ligeledes opdage ikke-lineære effekter af de forklarende variable. Der bruges pakken 'glinetnet' (Lim & Hastie, 2020) for at gennemføre lasso estimationen i R. Lasso modelspecifikationen svarer i grove træk til modelspecifikation under punkt (3).

5.3 Data anvendt i modellen

Lønpræmien er estimeret på baggrund af registerdata fra Danmarks Statistik. Data for den *registerbaserede arbejdsstyrkestatistik (RAS)* er brugt til at opgøre personernes timeløn inkl. pension (variablen BREDT_LOENBELOEB_EBS er anvendt). Den registerbaserede arbejdsstyrke er ligeledes anvendt til stillingsbetegnelse, stillingskategori og hvilken branche personerne er beskæftiget indenfor. Øvrige personkarakteristika som uddannelse, alder og køn er tilføjet fra registrene for uddannelse (UDDA) og befolkning (BEF). Data er fordelt på 128 brancher, jf. nationalregnskabet om omfatter fire år (2014-2018).

Hver af de 128 brancher har en dummy i modellen bortset fra branchen møbelindustri, som er valgt som referencegruppe. Denne branche anses normalt for at være relativt konkurrenceudsat. Den laveste stillingskategori er valgt som referencegruppe i variablen '*stilling*', som betyder at alle andre kategoriers estimater skal fortolkes i forhold til den laveste stillingskategori.

HHI er beregnet på det 6-cifrede NACE-branchekodeniveau, som en sum af de kvadrerede markedsandele i pct. i hver branche. I de finansielle brancher er HHI beregnet pba. data fra Finanstilsynet.

Der findes en del ekstreme værdier i den endogene variable '*timeløn*'. For at undgå at disse ekstreme observationer påvirker regressionsligningen, fjernes observationer over 5 og under 95% percentilerne fra variabelens fordeling.

5.4 Resultater

Estimationsresultaterne, som tester hypoteserne⁷, er forholdsvis robuste og konsistente på tværs af alle fire modelspecifikation, jf. tabel 5.1. Lasso estimationen bekræfter, at krydseffekten mellem branche og stillingskategori, som er inkluderet i ad-hoc specifikationen (3), yder et væsentlig bidrag til modellen. Såfremt denne krydseffekt udelades, vil det føre til udeladt variable bias.

Tabel 5.1 Estimationsresultater for ad-hoc modelspecifikationerne (1)-(3) samt lasso modellen (4)

| <i>Afhængig variable: ln(timeløn)</i> | | | | |
|---------------------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) |
| HHI | 0.000007*** (0.000) | 0.000005*** (0.000) | 0.000007*** (0.000) | 0.000006*** (0.000) |
| HHI × Mellem | | 0.000001*** (0.000) | 0.000002*** (0.000) | 0.000003*** (0.000) |
| HHI × Høj | | 0.000008*** (0.000) | 0.000002*** (0.000) | 0.000003*** (0.000) |
| HHI × Leder | | 0.000014*** (0.000) | 0.000008*** (0.000) | 0.000009*** (0.000) |
| Observationer: | 7,685,897 | 7,685,897 | 7,685,897 | 7,685,893 |
| R^2 : | 0.461 | 0.461 | 0.472 | 0.50 |
| <i>adj. R</i> ² : | 0.461 | 0.461 | 0.472 | 0.50 |
| F-test: | 42,129.9*** | 41,382.9*** | 12,784.2*** | 9,226.4*** |

Note: '***' = 0.001, '**' = 0.01, '*' = 0.05, '.' = 0.1

Kilde: Egne beregninger

Da den afhængige variable '*timeløn*' indgår i logaritmeret form, kan koefficienterne fortolkes som den procentvise ændring i timelønnen, som ledsages af en ændring i den forklarende variabel på en enhed. Den procentvise ændring i timelønnen når '*HHI*' ændrer sig beregnes dermed som:

$$\text{Effekt i \%} = (\hat{\beta}_{HHI} + \hat{\beta}_{HHI \times stilling}) \cdot \Delta HHI \cdot 100$$

hvor $\Delta HHI = 10,000$, hvis '*HHI*' går fra tæt på 0, svarende til et marked med (rigtig mange udbydere), til 10,000, svarende til et fuldstændig statistisk marked med en udbyder, og $\hat{\beta}_{HHI}$ alene fortolkes som effekten for jobfunktionen, der forudsætter arbejde på laveste niveau. En leder vil dermed ifølge modelspecifikation (4) få:

⁷ Specifikation (1) tester udelukkende hypotese i), mens specifikationerne (2)-(4) tester både hypotese i) og ii).

$$(0.000006 + 0.000009) \cdot 10,000 \cdot 100 = 15\%$$

mere i løn, hvis HHI går fra 0, til 10,000. Tilsvarende vil en lønmodtager, med en funktion, der forudsætter arbejde på det mellemste og højeste niveau ved samme ændring i HHI få 9 pct. mere i løn og lønmodtager i den laveste stillingskategori vil tjene 6% mere i timen.

Resultaterne understøtter dermed begge hypoteser, idet at der i) observeres en positiv sammenhæng mellem begrænset konkurrence og timeløn og ii) at nogle jobfunktioner – især lønmodtagere med ledelsesarbejde – får en relativt større andel af de 'rents' som opnås i kraft af svag konkurrence. Resultaterne indikerer dermed, at manglende konkurrence fører til omfordeling af lønindkomst til især lønmodtagere med ledelsesarbejde i brancher med begrænset konkurrence.

5.5 Samlet effekt på lønniveauet

For at kunne kvantificere den samlede effekt af manglende konkurrence på lønniveauet, bruges resultaterne fra modelspecifikation (4) til at forudsige timelønnen givet at samtlige brancher ville operere under gode konkurrenceforhold, som et benchmark. Denne benchmark kan så sammenlignes med den nuværende situation.

For at lave denne beregning sættes variabelen 'HHI' til 1,000 for de brancher, som ligger over 1,000. EU kommissionen definerer et marked med HHI under 1.000 som et marked med en forholdsvis lav grad af koncentration. For at omregne den prædikerede logaritmerede timeløn, $\ln(\widehat{y}_{it})$, til den utransformerede timeløn, \widehat{y}_{it} , uden at genere en systematisk downward-bias i resultaterne⁸, følges (Wooldridge, 2020), s. 206 og bruges den følgende korrektion:

$$\widehat{y}_{it} = \widehat{\alpha}_0 \exp(\ln(\widehat{y}_{it}))$$

med

$$\widehat{\alpha}_0 = n^{-1} \sum_{j=1}^n \exp(\widehat{\epsilon}_j)$$

hvor n er den samlede antal observationer.

⁸ Et downwards-bias opstår i $\widehat{y}_{it} = \exp(\ln(\widehat{y}_{it}))$, som følge af standardfejlen af $\ln(\widehat{y}_{it})$ og som følge af modellens generelle fejl ϵ_{it} . Jo større standardfejlen er og jo større modellens generelle fejl for den enkelte observation er, dvs. jo mindre af variationen i y modellen kan forklare, desto større bliver downwards-bias'et ved at omregne $\ln(\widehat{y}_{it})$ til \widehat{y}_{it} uden korrektion.

Korrektionsparameteren $\widehat{\alpha}_0$ forventes at være >1 , dvs, selv hvis OLS residualerne i middel er 0, så må det forventes at for et normalt datasæt $\widehat{\alpha}_0 > 1$, da aldrig samtlige residualerne er 0. $\widehat{\alpha}_0 > 1$ korrigerer dermed downwards-bias'et, som opstår ved en retransformation af en logaritmeret prædikeret variable.