FINANSRÅDET

NOTAT

Regulering af erhvervslivet kan hæmme væksten

Introduktion og konklusioner

Fra flere sider peges der på, at konkurrencekulturen i Danmark er for svag, og at det hæmmer produktiviteten. Det kan skyldes en uhensigtsmæssig regulering og sektorlovning, der er med til at sætte konkurrencebegrænsende rammer. Særligt byggeriet samt serviceerhverv som detailhandlen og sundhedstjenester nævnes i den sammenhæng.

Det er derfor relevant at belyse sammenhængen mellem virksomhedernes produktivitet og reguleringen dybere.

Vores beregninger viser, at der er mulighed for at forbedre produktiviteten i danske virksomheder, såfremt reguleringen tilpasses. Men en lempelse er, hvad måske kan undre nogen, mest effektivt blandt de i forvejen mest produktive virksomheder. Der er også noget der peger på, at branchetilhørsforhold har en betydning.

Vores beregninger viser således, at der alene synes at være en signifikant effekt af at lempe reguleringen for de i forvejen mest produktive virksomheder. 1 pct. lempeligere regulering (målt via et OECD-indeks) for de 10 pct. mest produktive virksomheder kan øge produktiviteten med 0,1 pct.

Effekten for de allermest produktive vurderes endnu højere. Det kan fx skyldes, at disse hæmmes i deres produktinnovation, blandt andet ved, at der lægges beslag på ressourcer til fx administration, som alternativt kunne bruges til forskning og udvikling, som virksomheden hidtil har formået at udnytte effektivt.

Nok så interessant er det, at der ikke synes at være nogen isoleret effekt af lempeligere regulering blandt de ca. 25 pct. mindst produktive virksomheder. Der skal altså andre indgreb til, måske i en kombination med reguleringstiltag, der fokuserer på at fremtvinge ny innovation. Eller skal enkelte særligt skadelige reguleringsforhold identificeres og fjernes.

Betragtes brancheniveau, synes der at være en markant produktivitetsgevinst ved at deregulere erhvervsservice (fx vidensservice og informationstjenester), banker, industrien og bygge og anlæg. Modsat gælder det for landbrug, handel og transport.

Blandt andet som manglende indsigt/data på virksomhedsniveau, er det ikke muligt at præcisere, hvad der præcist ligger bag disse brancheforskelle. Fx er der ikke nogen sammenhæng mellem effekt og eksisterende reguleringsintensitet. Resultaterne peger dog på, at der er positiv effekt på en lempeligere regulering blandt især eksporterende virksomheder, når der er kontrolleret for andre forhold.[1]

2. februar 2012

Kontakt Niels Storm Stenbæk
Direkte 3370 1105
nst@finansraadet.dk

Journalnr. 916/02
Dok. nr. 302903-v1

[1] Finansrådet vil i en følgende analyse sætte fokus på, om mere ensartet regulering på tværs af lande og brancher bidrager til væksten.

Journalnr. 916/02
Dok. nr. 302903-v1

Indhold

Introduktion og konklusioner 1
Produktivitetsproblemer 2
Udvikling i regulering 4
Regulering af den finansielle sektor 7
Produktivitetsniveauer i danske virksomheder 7
Effekten af regulering på produktivitetsvækst 8
Resultater 9
Bilag 13

Figurer

Figur 1: Totalfaktorproduktivitet i udvalgte lande 3
Figur 2: Reguleringsindeks for danske virksomheder 4
Figur 3: Udvikling i regulering (Danmark), udvalgte brancher 5
Figur 4: Udvikling i dansk regulering ift. OECD gennemsnit 6
Figur 5: Udvikling i regulering ift. OECD median 6
Figur 6: Regulering af den finansielle sektor, udvalgte lande 7
Figur 7: Estimeret produktivitet 8
Figur 8: Marginale effekter af mere regulering opdelt på brancher 10
Figur 9: Marginale effekter af regulering 11

Tabeller

Tabel 1: Medianregression 16

Produktivitetsproblemer

I løbet af de seneste år har den danske produktivitetsudvikling været svag i forhold til de lande, vi normalt sammenligner os med. Den svage produktivitetsudvikling påvirker samfundsøkonomien ved blandt andet at forrige danske virksomheders konkurrenceevne, og gør det svært for virksomhederne at eksportere og overleve i en stadig mere globaliseret verden.

Flere har forsøgt at forklare denne udvikling. Senest har Vismændene (DØRS, 2010) sat fokus på området. Vismændene fandt blandt andet at årsagen til den svage produktivitetsvækst formentlig kan tilskrives den svage vækst i totalfaktorproduktivitet. Ændringer i totalfaktorproduktivitet kan forstås som ændringer i effektivitet, "der blandt andet hidrører fra teknologiske fremskridt samt fra bedre organisation og arbejdstilrettelæggelse."[2]

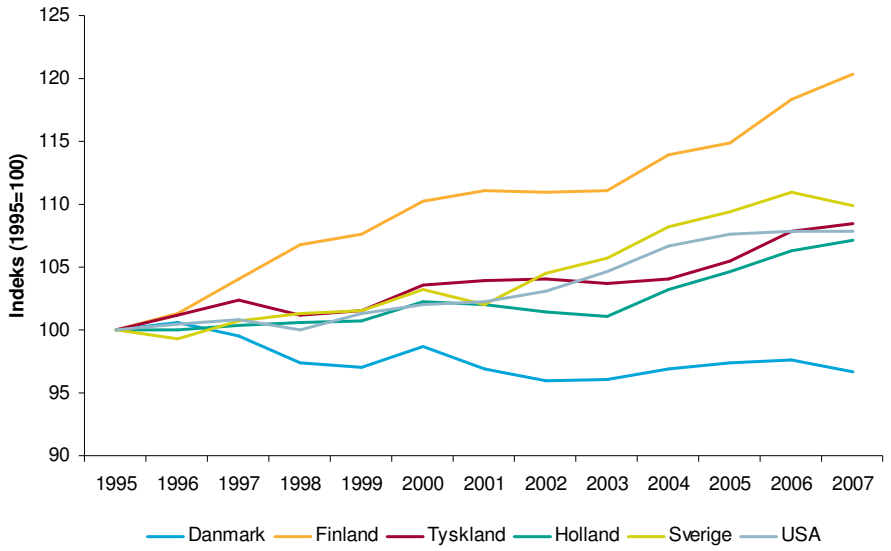
Det ses tydeligt i figur 1, at mens lande som Finland og Sverige oplevede en betragtelig vækst i totalfaktorproduktivitet, faldt totalfaktorproduktiviteten fra 1995 til 2007 i Danmark.

---

[2] Se dokumentationen til produktivitetsudviklingen (baseret på BFI eller produktionsværdi) fra Danmarks Statistik:
http://www.dst.dk/Statistik/dokumentation/Varedeklarationer/emnegruppe/emne.aspx?sysrid=96379

Journalnr. 916/02
Dok. nr. 302903-v1

Figur 1: Totalfaktorproduktivitet i udvalgte lande



Anm.: Indeks. 1995 er lig med 100. Der findes endnu ikke observationer efter 2007.
Kilde: EU-KLEMS variablen TFPva_I.

Den svage udvikling i TFP giver anledning til bekymring, og illustrerer vigtigheden af at identificere årsagerne, og hvad der potentielt kan gøres for at vende denne udvikling. DØRS (2010) konkluderer blandt andet, at fleksible danske faktormarkeder (arbejds- og kapitalmarkedet) bidrager positivt til udviklingen i TFP. Der er heller ikke noget der peger på, at den svage TFP-udvikling kan henføres til en lav vækst eller et lavt niveau af videnkapital. Ej heller et lavt uddannelsesniveau.

Den tidligere regerings Vækstforum pegede på, at konkurrencekulturen i Danmark var for svag, og at det hæmmede væksten. En af faktorerne kunne være en uhensigtsmæssig regulering og sektorlovning, der er med til at sætte konkurrencebegrænsende rammer. Særligt byggeriet samt serviceerhverv som detailhandlen og sundhedstjenester nævnes i den sammenhæng.

I samme stil, DØRS (2010) pegede blandt andet på, at produktiviteten i Danmark kan øges ved at øge konkurrencen eller forbedre rammevilkårene for virksomheder, der i forvejen tilhører gruppen af mellem- eller højproduktive virksomheder.

I lyset af den svage produktivitetsudvikling i Danmark er det relevant at gå i dybden med hvilke politiske "værktøjer", der kan bruges til at forbedre produktivitetsudviklingen. Listen af værktøjer er som udgangspunkt lang og kan potentielt indeholde fx uddannelse samt forskning og udvikling. Sådanne initiativer er imidlertid relativt dyre, og produktivitetsforbedringer sker først noget tid efter implementeringen. Det er således optimalt, hvis produktivitetsforbedrende politik styrker produktiviteten både på kort såvel som på lang sigt. Derfor er det relevant at se på, hvilke rammevilkår der

kan ændres således, at produktivitet potentielt kan forbedres på kortere sigt.

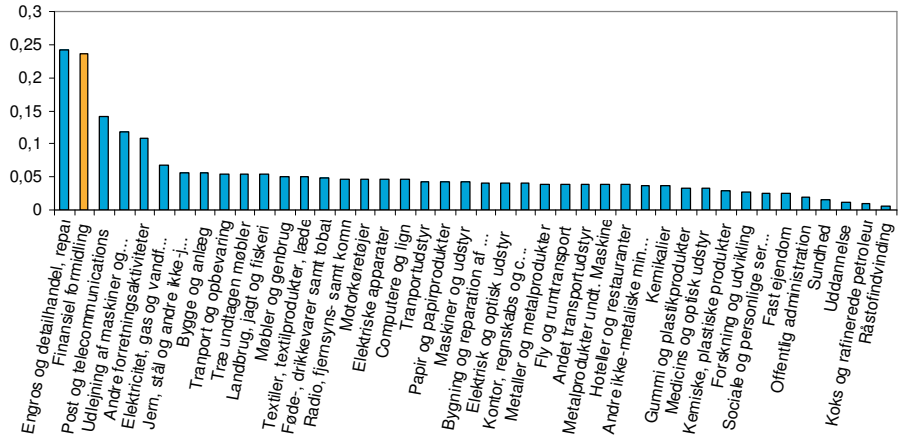
Arnold et al. (2011) undersøger sammenhængen mellem ét af sådanne værktøjer og dennes effekt på produktivitet. Specifikt undersøger Arnold et al. (2011) hvilken rolle regulering har på produktivitet og finder, at regulering har en tendens til at begrænse produktivitetsvæksten i virksomheder. De viser, at øget regulering har en negativ effekt på produktivitet i brancher allerede i perioden umiddelbart efter, reguleringen er strammet. Derfor kan ændringer i regulering således bruges til at styrke landes produktivitetsudvikling på det relativt kortere sigt.

Det motiverer en analyse af, hvilken rolle regulering har på produktiviteten i danske virksomheder. Formålet er at belyse, om produktivitetsudviklingen kan forbedres, hvis der ændres på omfanget og styrken af reguleringen af det danske produktmarked.

Udvikling i regulering

Den finansielle sektor var kraftigt reguleret i forhold til øvrige brancher i Danmark i 2007, se figur 2. Marginalt kraftigere reguleret er engros- og detailhandlen. Fra de to mest regulerede brancher og til de øvrige brancher, er der et relativt stort spring. For eksempel er den finansielle sektor 67 pct. "kraftigere reguleret" end post- og telekommunikationsbranchen.

Figur 2: Reguleringsindeks for danske virksomheder

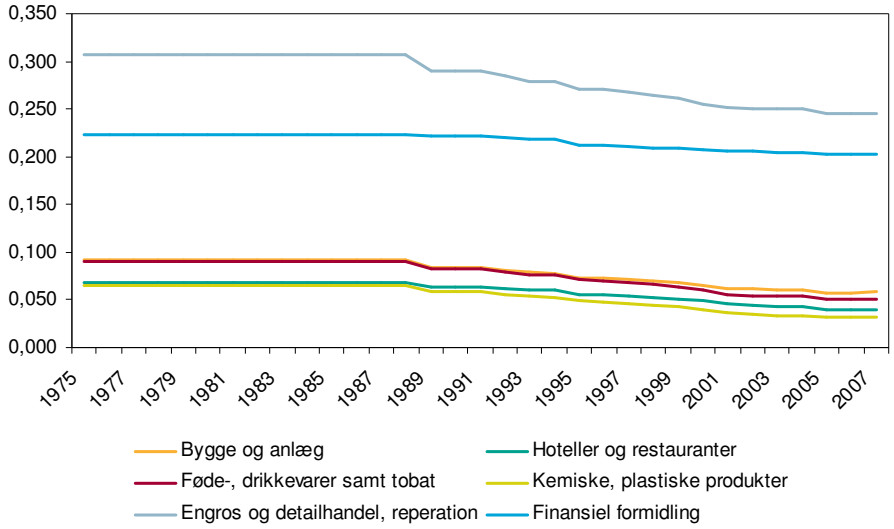


Anm: "Regulation without public" illustreret i år 2007. Jo højere værdi, jo mere reguleret.
Kilde: OECD Product Market Regulation

Reguleringen er imidlertid reduceret i Danmark over årene, se figur 3 for udvalgte brancher. Især skete der et klart fald for enkelte brancher omkring 1989. Herefter fulgte generelt en periode med gradvist reduceret regulering i de viste brancher.

Journalnr. 916/02
Dok. nr. 302903-v1

Figur 3: Udvikling i regulering (Danmark), udvalgte brancher



Anm: "Regulation (total)" over tid. Jo højere værdi, jo mere reguleret.
Kilde: OECD Product Market Regulation

Det ses også af figur 3, at der i perioden 1979 til omkring 1988 ikke er ændringer i reguleringen.[3]

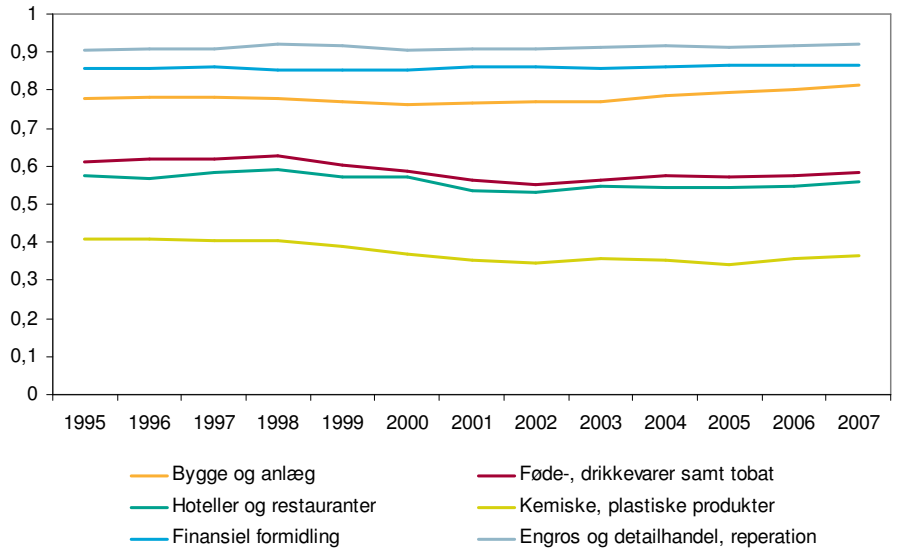
Figur 4 viser, hvordan reguleringen er i samme udvalgte danske brancher som ovenfor i forhold til den gennemsnitlige regulering i de øvrige OECD-lande. Det bemærkes, at der er taget et simpelt gennemsnit over de øvrige lande. Figuren skal læses således, at værdier over 1 betyder kraftigere regulering i Danmark, mens værdier under 1 betyder kraftigere regulering i OECD i gennemsnit.

Det fremgår, at regulering i Danmark i de udvalgte brancher generelt er en anelse mere lempelig end i et gennemsnit af OECD-landene. Reguleringen af den finansielle sektor og engros- og detailhandel synes at være ganske nær OECD-gennemsnittet.

[3] Den manglende variation påvirker ikke estimationen senere i analysen, da regnskabsdata ikke dækker denne periode og således ikke kan anvendes i analysen.

Journalnr. 916/02
Dok. nr. 302903-v1

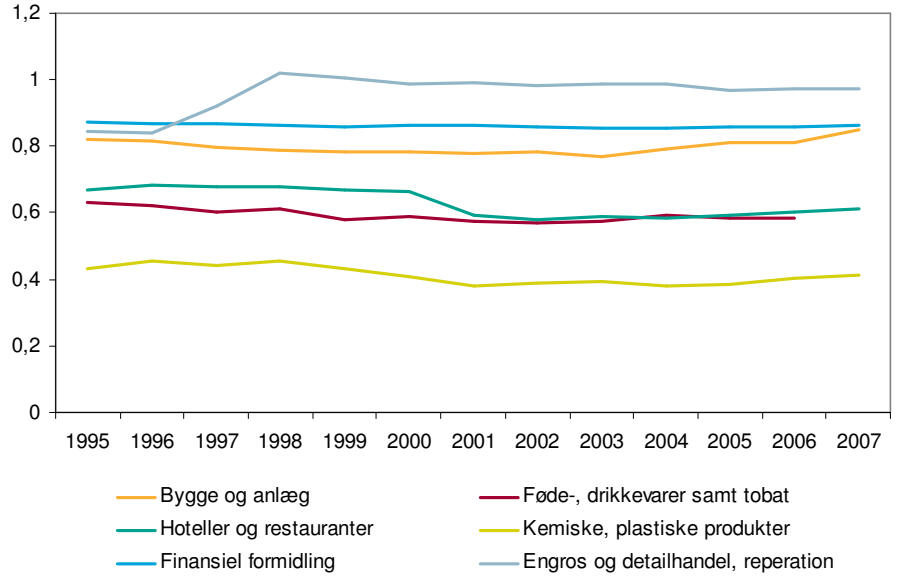
Figur 4: Udvikling i dansk regulering ift. OECD gennemsnit



Anm: "Regulation without public" over tid. Jo højere værdi, jo mere reguleret.
Kilde: OECD Product Market Regulation og Finansrådets beregninger.

Et lignende billede fremkommer, hvis der ses på regulering i Danmark i forhold til medianen i de øvrige OECD-lande, se figur 5.

Figur 5: Udvikling i regulering ift. OECD median

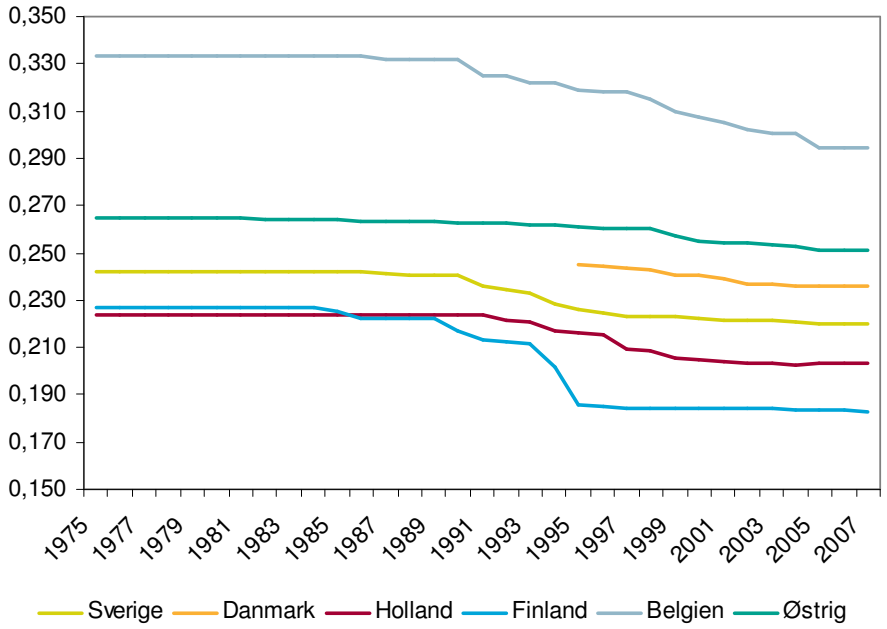


Anm: "Regulation without public" over tid. Jo højere værdi, jo mere reguleret.
Kilde: OECD Product Market Regulation og Finansrådets beregninger.

Regulering af den finansielle sektor

Figur 6 viser udviklingen i regulering af de finansielle sektorer i forskellige lande. Bemærk, at den anvendte reguleringsindikator udelukkende dækker private erhverv. For Danmark findes disse tal ikke for perioden før 1995.

Figur 6: Regulering af den finansielle sektor, udvalgte lande



Anm: "Regulation without public" over tid. Jo højere værdi, jo mere reguleret.
Kilde: OECD Product Market Regulation

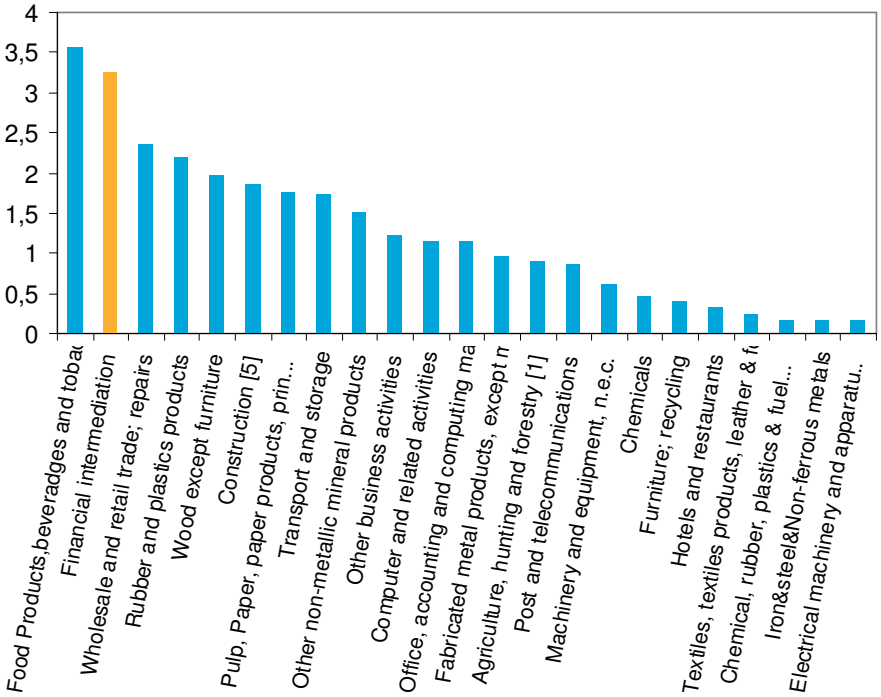
Det ses, at regulering af den finansielle sektor i Danmark ligger i et bredt midterfelt sammenlignet med andre lande. Dog er det værd at bemærke den deregulering, der fandt sted i fx Finland, Sverige og Belgien i starten af 1990'erne.

Produktivitetsniveauer i danske virksomheder

Da formålet med denne analyse er at vurdere effekterne af øget regulering estimeres først, hvor produktive danske virksomheder er. Den anvendte metode er beskrevet i bilaget.

Det ses, at virksomhederne i den finansielle sektor som helhed var den anden mest produktive gruppe i år 2007 (seneste år med tilgængelige data) baseret på gennemsnittet af virksomheders produktivitet, se figur 7.

Figur 7: Estimeret produktivitet



Anm.: Totalfaktorproduktivitet estimeret ved Levinsohn & Petrins (2003) metode. Brancher med mindre end 10 observationer i 2007 er ekskluderet. Det bemærkes, at produktivitet ikke er beregnet som et glidende gennemsnit, og der er ikke taget højde for årsdummies, da 2007 betragtes.
Kilde: Finansrådets beregninger på baggrund af data fra Experian.

Effekten af regulering på produktivitetsvækst

Danmark har som bekendt haft en svag produktivitetsudvikling i de seneste år. Denne udvikling kan især tilskrives en svag udvikling i totalfaktorproduktiviteten. Det kan tænkes, at brancher med uhensigtsmæssig regulering kan få øget produktiviteten ved tilpassede ændringer i reguleringen af deres pågældende virksomheder.

Den grundlæggende hypotese i denne analyse er et resultat af studiet gennemført af Arnold et al. (2011). Forfatterne finder blandt andet, at europæiske virksomheders produktivitet begrænses af regulering. En lignende tilgang anvendes i denne analyse med fokus på danske virksomheder og regulering i Danmark.

Det kan imidlertid tænkes, at der vil være tilfælde, hvor øget regulering har en positiv effekt på produktivitet og tilfælde, hvor øget regulering har en negativ effekt på produktivitet. For eksempel kan et underliggende branchespecifikt konkurrenceniveau være afgørende for, hvilke brancher der rammes og hvordan. Det er ikke urealistisk, at brancher med en lav grad af konkurrence (for eksempel som følge af en lav grad af produktinnovation) vil kunne øge produktiviteten, hvis produktmarkedsregulering tvang flere innovationer igennem. Omvendt kan regulering virke hæmmende på innovationen (og dermed produktiviteten) hvis øget regulering fratager ressourcer fra fx produktudvikling eller forskning.

Derfor er det i dette tilfælde for restriktivt udelukkende at fokusere på en betinget middelværdi (som ved fx OLS), når der udføres empiriske analyser. Som et alternativ hertil foreslår blandt andet Cameron & Trivedi (2010), at der foretages såkaldt kvartilregression med henblik på at vurdere, hvorvidt en effekt er andet end uniform over den betingede fordeling. Se boks 1 for en beskrivelse af to metoder.

Boks 1: Empirisk tilgang bag sammenhæng mellem regulering og produktivitet

Baseret på tilgangen i Arnold et al. (2011) estimeres følgende ligning

$$\ln TFP_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 \ln TFP_{i,t-1} + \beta_2 \ln TFP_{s,t} + \beta_3 \ln TFP_{s,t-1} + \beta_4 reg_{s,t} + \beta_5 reg_{s,t} D_s + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

$TFP_{i,t}$ er et estimat for produktivitet i virksomhed *i* på tidspunkt *t*, beregnet som et glidende gennemsnit. $TFP_{s,t}$ er den gennemsnitlige produktivitet i den pågældende branche i det pågældende år. Det er meningen, at det til dels skal fange branchespecifikke stød og karakteristika til produktivitet, samt til dels konvergens mod "normen" i branchen. Begge totalfaktorproduktivitetsmål inkluderes lagged. $reg_{s,t}$ er reguleringsindikatoren uden det offentlige fra OECD. D er en branchedummy, så det kan belyses, om effekten er begrænset til nogle enkelte brancher. Slutteligt angiver $\varepsilon_{i,t}$ et standard idiosynkratisk fejlled – dvs. hvid støj.

I forhold til standard regressionsmodeller, der fokuserer på den betingende middelværdi, og således ikke er robuste overfor afvigelser fra normalitet, er kvartilregression et redskab, der i langt højere grad er robust over for outliers og afvigelser fra normalitet, og er således en metode, der er yderst robust over for heteroskedasticitet. En anden fordel ved kvartilregression er, at metoden giver mulighed for at beskrive effekten over hele den betingede fordeling af den afhængige variabel. Det står derfor i modsætning til standard estimationsmetoder.

Generelt kan en kvartilregression opstilles som følger

$$y_{it} = x_{it}' \beta_\tau + \varepsilon_{\tau,it} \quad (2)$$

og $Q_\tau(y_{it} \mid x_{it}) = x_{it}' \beta_\tau$ angiver den τ'te betingende percentil af *y* givet *x*.

Uden at gå i detaljer med maksimering og lignende kan de marginale effekter fortolkes som den partielle afledte af den betingende percentil af y med hensyn til den pågældende regressor.

Resultater

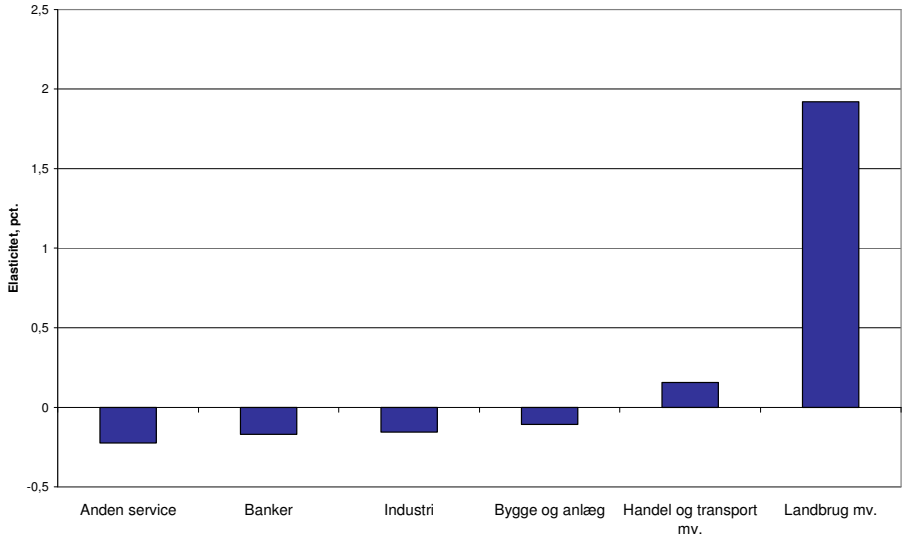
Nogle brancher vurderes at have større gavn af deregulering frem for andre, baseret på model (1) i boks 1. Betragtes brancheniveau, synes der at være

en markant produktivitetsgevinst ved at deregulere erhvervsservice (fx vidensservice og informationstjenester), banker, industrien og bygge og anlæg. Fx lempes reguleringen (målt ved et OECD indeks) med 1 pct., vurderes produktiviteten at stige med 0,22 pct. i "Anden service".

Modsat forholdet det sig for landbrug, handel og transport. Her synes strammere regulering at skabe produktivitet. Blandt andet som manglende indsigt/data på virksomhedsniveau, er det ikke muligt at præcisere, hvad præcist der ligger bag disse brancheforskelle. Fx er der ikke nogen sammenhæng mellem effekt og eksisterende reguleringsintensitet, se figur 8.

Der er både brancher fra industri og servicebranchen, hvorfor vores resultater tyder på, at man ikke alene bør fokusere på sidstnævnte, som det ellers ofte bringes op i debatten.

Figur 8: Marginale effekter af mere regulering opdelt på brancher



Anm.: Der er 20.408 observationer i regressionen, og forklaringsgraden er 89 pct.

Kilde: Finansrådets beregninger.

Vi har umiddelbart ikke nogen forklaring på, hvorfor effekten er særlig stærk i netop disse brancher. Fx er der ikke nogen sammenhæng mellem effekt og eksisterende reguleringsintensitet. Vi har forsøgt med flere karakteristika i ligning (1), men uden at finde stærke resultater. Resultaterne peger dog på, at der er positiv effekt på en lempeligere regulering blandt eksporterende virksomheder især.

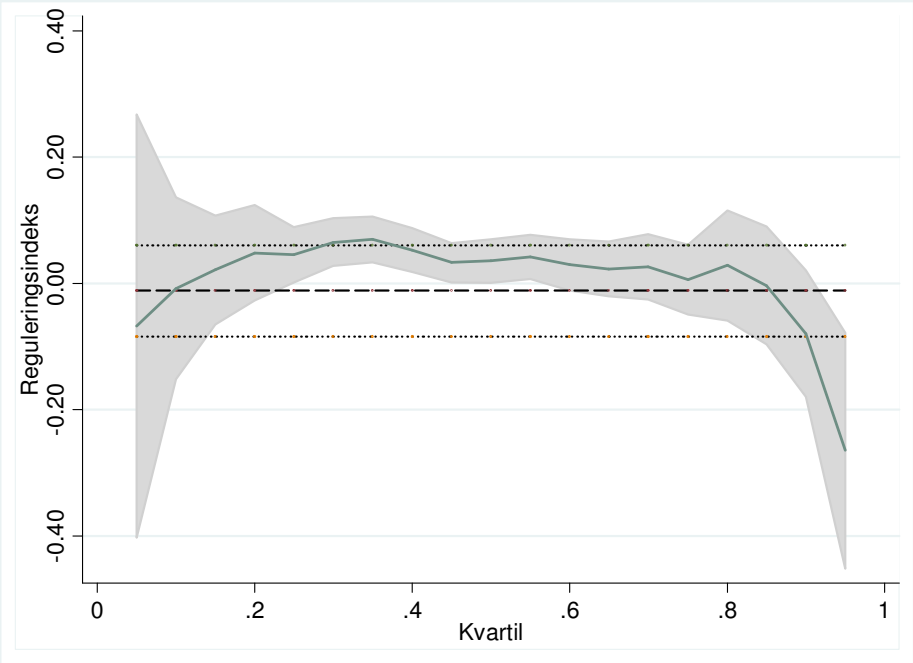
Som påpeget tidligere, kan effekterne af regulering desuden variere alt efter, hvor produktive virksomhederne er.[4] Derfor er interessen ikke kun på

[4] Før resultaterne præsenteres, undersøges hvorvidt kvartilregression tilgangen reelt er nødvendig. Det gøres ved at undersøge fordelingen af den afhængige variabel, logaritmen til totalfaktorproduktivitet, se bilag. Denne analyse viser, at der i høj grad er afvigelser fra normalitet, hvorfor en tilgang med kvartilregressioner vælges.

medianvirksomheden, men derimod, om der er særlige effekter andre steder i den betingende fordeling. Derfor illustreres i figur 9 effekterne over hele fordelingen, estimeret via model (2) i boks 1. Der illustreres marginale effekter fra 5. til 95. percentil af fordelingen.

Figuren illustrerer den marginale effekt af en ændring i reguleringen forskellige steder af den betingende fordeling af produktivitet – dvs. produktivitet, når der kontrolleres for de faktorer, der inkluderes i modellen. Det vi kalder totalfaktorproduktivitet.

Figur 9: Marginale effekter af regulering



Kilde: Finansrådets beregninger.

Figur 9 illustrerer også et simpelt OLS estimat, hvilket ses af den kraftigt stiplede linje. Det ses, at OLS estimatet er insignifikant, idet 95-pct konfidensinterval indeholder værdien 0 (illustreret på y-aksen). Det betyder således, at et OLS estimat af regulering på produktivitet viser, at regulering ingen effekt har.

Den interessante linje er derimod den grønne samt det grå område. Den grønne linje viser, at effekten af regulering ikke er konstant, men varierer alt efter hvor i den betingede fordeling af produktivitet, en virksomhed "befinder sig". For de mindst produktive (dvs. mellem den 5. og ca. 25. percentil) er den marginale effekt af øget regulering insiginifikant. Mellem den ca. 25. percentil og den 55. percentil er der en signifikant positiv marginal effekt af øget regulering på produktivitet, selvom den kortvarigt bliver insiginifikant lige under medianen. Omkring den 75. percentil bliver effekten igen insignifikant, mens der for produktivitet over ca. den 90. percentil er signifikant negative marginale effekter af øget regulering.

Overordnet tyder resultaterne således på, at brancher, der er mest produktive, rammes relativt hårdere end andre brancher, når reguleringsbyrden øges.

Et eksempel kan illustrere den økonomiske signifikans af disse resultater. Vi tager udgangspunkt i den finansielle sektor. I 2007 antog reguleringsindekset for denne 0,236. Den finansielle sektor er blandt de mest produktive i Danmark, og figur 8 illustrerer, at effekten af 1 pct. strammere regulering vil reducere produktiviteten med ca. 0,17 pct.

Antag for eksempel at reguleringsindekset reduceres fra 0,236 til det finske niveau. Det er en reduktion på 0,054 enheder, svarende til en reguleringsnedgang på 22,7 pct. Multipliceres denne størrelse med effekten fundet i regressionen for de mere produktive virksomheder svarer det til en totalfaktorproduktivitetsforbedring i størrelsesordenen 3,9 pct. Reduceres reguleringen til det svenske niveau, svarer forskellen til 6,95 pct. eller stigninger i totalfaktorproduktiviteten på 1,2 pct.

Det er dog med forbehold for, at marginen i reguleringsindekset er den samme i dag som i 2007. Og i denne periode er der vel og mærke sket en del på reguleringen af de finansielle sektorer.

Litteratur

Arnold, J. M., Nicoletti, G., & Scarpetta, S. (2011). Does anti-competitive regulation matter for productivity? Evidence from European firms. *IZA Discussion Papers 5111*.

Cameron, A. C., & Trivedi, P. K. (2010). *Microeconomics using Stata*. Texas, US: Stata Press.

Conway, P., & Nicoletti, G. (2006). Product market regulation in the non-manufacturing sectors of OECD countries: Measurement and highlights. *OECD Working Papers 530*.

D'Agostino, R. B., Belanger, A., & D'Agostino, Jr., R. B. (1990). A suggestion for using powerful and informative test of normality. *The American Statistician*, *44*(4), 316-321.

DØRS. (2010). Dansk Økonomi. *Efterår 2010*.

Levinsohn, J., & Petrin, A. (2003). Estimating production functions using inputs to control for unobservables. *Review of Economic Studies*, *70*(243), 317-342.

Marschak, J., & Andrews, W. H. (1944). Random simultaneous equations and the theory of production. *Econometrica*, *12*, 143-206.

Olley, S., & Pakes, A. (1996). The dynamics of productivity in the telecommunications equipment industry. *Econometrica*, *64*, 1263-1298.

Journalnr. 916/02
Dok. nr. 302903-v1

Bilag

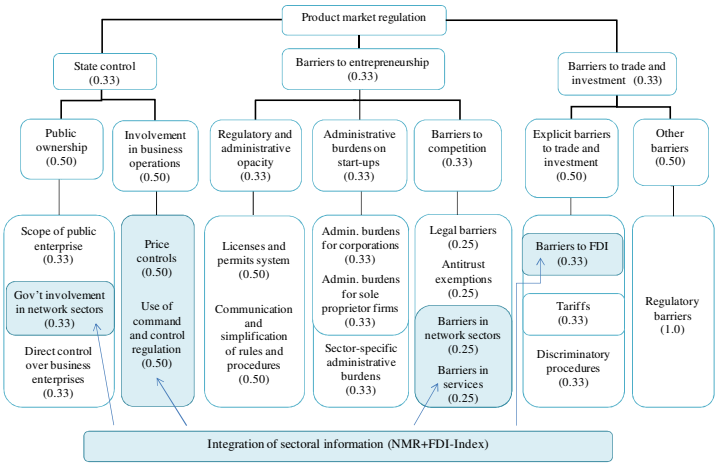
Datagrundlag

I denne analyse benyttes data for regulering fra OECD[5]. Databasen indeholder information om sektorspecifik regulering over tid. Databasen starter i 1975 og går frem til og med 2007.

Der er adgang til tre indikatorer for regulering; et samlet produktmarkedsreguleringsindeks samt reguleringsindeks opdelt i offentlig og privat. Conway & Nicoletti (2006) påpeger, at OECD's produktmarkedsreguleringsindeks udelukkende beskæftiger sig med faktorer, som begrænser effektivitetsfremmende konkurrence. Reguleringsindekset beskæftiger sig derimod ikke med regulering, der søger at begrænse effekterne af andre kilder til markedsinefficiens, som for eksempel monopoler.

Indikatorerne viser heller ikke noget om kvaliteten af reguleringen, eller i hvilken grad de måtte opfylde ikke-økonomiske mål. Overordnet set indeholder reguleringsindekset information om følgende fire mål: statskontrol, indgangsbarrierer, offentlig indgriben i aktiviteter, og i nogle tilfælde markedsstruktur. En struktur af OECD's produktmarkedsreguleringsindeks kan ses herunder.

Hvorvidt det er et problem, at den internationale finansielle krise ikke er dækket i data, kan diskuteres. På den ene side kan det være en fordel at stødet til samfundsøkonomien ikke inkluderes, da en mere direkte effekt af regulering da opnås. På den anden side kan det være svært at drage opdaterede konklusioner på baggrund af tal, der ikke afspejler udviklingen siden den internationale krise. Imidlertid er der megen ny regulering på vej, hvor detaljerne endnu udestår, hvorfor en analyse på perioden før finanskrisen udmærket kan retfærdiggøres.



Kilde: http://www.oecd.org/dataoecd/33/11/42135998.xls

[5] Disse afsnit bygger i høj grad på Conway & Nicoletti (2006), som noterer sig, at disse indikatorer i flere studier anvendes til at forklare økonomisk udvikling.

Journalnr. 916/02
Dok. nr. 302903-v1

En model for virksomheders produktivitet

I dette afsnit beregnes produktivitet på virksomhedsniveau. Baggrunden for beregningen er den omfattende regnskabsdatabase fra Experian, som indeholder oplysninger om et stort antal aktive danske virksomheder. Denne database indeholder oplysninger om dækningsbidrag, resultat før og efter skat, personaleaflønning, samt balanceoplysninger som aktiver, egenkapital osv.

For at estimere produktivitet på virksomhedsniveau tager litteraturen typisk udgangspunkt i en standard Cobb-Douglas produktionsfunktion. Dvs., at output er relateret til en vektor af input på følgende måde

$$Y = AK^{\alpha}L^{\beta}$$

Vektoren af inputfaktorer i ovenstående er således kapital, K, og arbejdskraft, L. Andre faktorer kan selvsagt inkluderes frit. I en produktivitetssammenhæng er den væsentlige faktor, A. A udtrykker en skala-parameter og afgør den relative placering af produktionsisokvanterne. Desto højere A, desto mere produktiv er virksomheden. Dette A kaldes også totalfaktorproduktiviteten.

Typisk observerer man en virksomhed i flere tidsperioder, og har information om deres beholdning af kapital og arbejdskraft samt værditilvækst eller lignende. Det er også tilfældet i denne analyse og en panel-tilgang benyttes. Estimation foregår typisk ved at omskrive produktionsfunktionen ved at tage logaritmer, således

$$y_{it} = \beta_0 + \beta_1 l_{it} + \beta_2 k_{it} + \omega_{it} + \varepsilon_{it}$$

Hvor ω_{it} og ε_{it} er henholdsvis uobserveret produktivitet (dvs. log(A)) og et idiosynkratisk fejlled. Empirisk opstår problemerne, når man vil estimere parametrene i produktionsfunktionen, dvs. β_1 og β_2. Som Marschak & Andrews (1944) viste, giver OLS estimation af ovenstående ligning inkonsistente estimater. Årsagen er, at uobserveret produktivitet typisk påvirker valget af inputfaktorer. Hvis en virksomheds valg af en øget mængde af inputfaktorer kommer fra et positivt stød til produktivitet, og der ikke tages højde for det i produktionsfunktionen, da vil OLS estimater på disse inputfaktorer være biased i opadgående retning, som følge af denne simultanitet.

Derudover er der en tendens til, at virksomheder, som observerer en lav produktivitet, trækker sig ud af markedet. Denne exit dynamik kan medføre bias i kapitalkoefficientestimatet. Dette skyldes en realistisk antagelse om, at kapital er positivt korreleret med profitabilitet, hvorfor virksomheder med højere kapital alt andet lige vil være bedre i stand til at overleve perioder med lav produktivitet, mens det kan tvinge virksomheder med et lavere niveau af kapital til at træde ud af markedet.

Traditionelle metoder til at løse endogenitetsproblemet beskrevet ovenfor (for eksempel fixed-effects og IV) synes ikke at være tilstrækkelige til at

producere tilfredsstillende resultater. Problemerne er løst af blandt andet Olley & Pakes (1996) hvor observerede investeringer kunne bruges som proxy for uobserveret produktivitet. I mellemtiden viser en ganske betragtelig del af empiriske studier, at monotonicitetsbetingelsen fra Olley & Pakes (1996) ikke nødvendigvis holder, hvilket skyldes manglende rapportering af investeringer på virksomhedsniveau. Problemet blev løst af Levinsohn & Petrin (2003). Metoden lægger sig i princippet ganske tæt op af Olley & Pakes (1996), men halvfabrika benyttes som proxy for produktivitet i stedet for investeringer.

For at anvende metoden af Levinsohn & Petrin på de danske regnskaber skal variablerne i modellen defineres. Kapital defineres her som den bogførte værdi af aktiver. Dermed er kapital defineret bredere end maskiner etc. og indeholder således også produktionsfaktorer som værdien af patenter og finansielle instrumenter. Dermed er det mere velegnet i en produktivitetsanalyse end fysisk kapital, når også andre sektorer end fremstillingssektoren inkluderes. Arbejdskraft defineres som værdien af løn- og personaleudgifter. Det er ikke muligt at indhente oplysninger om antallet af ansatte for et tilstrækkeligt antal virksomheder. Defineres arbejdskraft som lønudgifter tages der højde for, at arbejdsstyrken er ganske heterogen i kompetencer og kvalifikationer, hvilket er en fordel ved at bruge lønudgifter. Værditilvækst defineres som regnskabsmæssigt dækningsbidrag, mens værdien af halvfabrikata defineres som værdien af varekøb. Definitionen er lidt snæver her, da faktorer såsom energiforbrug og lignende også bør betragtes.

På baggrund af vores stikprøve af ca. 59.000 virksomheder estimeres et mål for totalfaktorproduktivitet ved brug af Levinsohn og Petrins metode. Samme fremgangsmåde benyttes i sensitivitetsanalysen i Arnold et al. (2011).

I lighed med DØRS (2010) inkluderes derudover årsdummies i regressionerne for at fange specifikke brancherelaterede stød. Produktivitetsestimatet, der anvendes i regressionerne, defineres under hensyntagen til koefficienterne på disse dummies.

De estimerede produktivitetsparametre kan i enkelte år udvise kraftige udsving. For at minimere disse udsving beregnes et to-års glidende gennemsnit. Dvs. at produktivitet i periode t er et simpelt gennemsnit af produktiviteten i periode t og periode t-1. Dette glidende gennemsnit benyttes i analysens regressioner.

Fordelingen af totalfaktorproduktiviteten

Her undersøges, om fordelingen af TFP er normal. I denne analyse sker det ved en test udviklet af D'Agostino et al. (1990)[6]. Nulhypotesen, der testes, er, at data er normalfordelt. Den kombinerede statistik[7] er Chi^2-fordelt og p-værdien ved teststatistikken er 0,0000. Nulhypotesen forkastes således,

[6] Testen minder generelt om den velkendte Jarque-Bera test.

[7] Dvs. når både skævhed og topstejlhed testes simultant.

hvilket taler til fordel for anvendelsen af kvartilregression[8]. Generelt viser en analyse af produktivitetsfordelingen, at der i den grad er afvigelser fra normalitet i den lave ende af fordelingen af logaritmen til produktivitet. Se figuren til sidst i notatet.

For medianen ser regressionsoutputtet ud som vist i tabel 1.

Tabel 1: Medianregression

Variable	ln*TFP*
ln*TFP* $_{(t-1)}$	0,944***
	(0,00335)
ln*TFP* $_{s}$	0,183***
	(0,0247)
ln*TFP* $_{s(t-1)}$	-0,131***
	(0,0244)
Reg	0,0354*
	(0,0208)
Konstant	0,00350
	(0,00261)
Observationer	20.860
Pseudo R2	0,6571

Bootstrappede standardfejl i parentes
*** p<0,01, ** p<0,05, * p<0,1

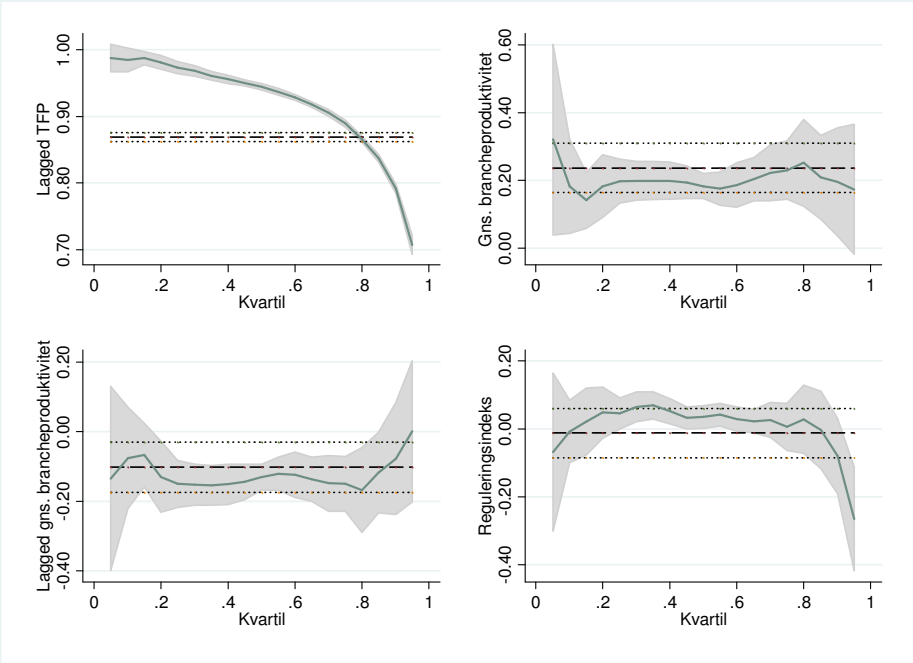
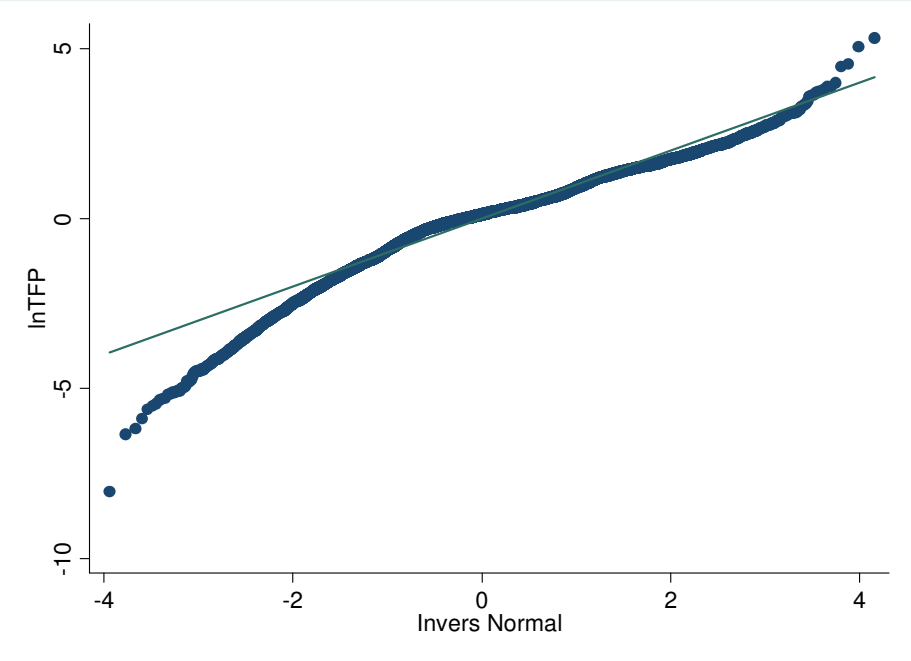
Det ses, at effekten af en marginal stigning i reguleringen har en statistisk signifikant positiv effekt på produktiviteten, når der kontrolleres for tidligere produktivitet og branchens produktivitet. Samtidig illustrerer tabel 1 en interessant dynamik i forhold til branchens gennemsnitlige produktivitet. I samme periode synes produktivitet at være positivt påvirket af branchens produktivitet, mens virksomhedsproduktivitet synes negativt påvirket af branchens tidligere gennemsnitlige produktivitet. Den negative koefficient på lagget brancheproduktivitet kan tyde på en "hvilen-på-laurbær"-effekt, mens den positive koefficient på brancheproduktivitet i samme tidsperiode kan tyde på udbredelse af produktivitetsfremmende faktorer, som fx konkurrence.

Medianregressionen tyder på en relativt høj forklaringsgrad af modellen. Over 65 pct. af variationen i *lnTFP* forklares af modellens parametre.

[8] Stikprøveskævheden -0,8 og stikprøvetopstejlhed 5,13 for TFP.

Journalnr. 916/02
Dok. nr. 302903-v1

Marginale effekter fra kvartilregression, alle variable



Normalplot af log(TFP)