



H. Winding Pedersen

H. Winding Pedersen

19. marts 1907 – 24. marts 1999

1. Indledning

H. Winding Pedersens gamle elever – et firecifret antal – husker ham som en kyndig, seriøs og velforberedt lærer, der måske var lovlig tør, og som havde et meget specifikt fagområde i pris- og konkurrenceteorien.

Hans gamle kollegaer vil huske ham som en professor af den gamle skole, der arbejdede individuelt med sit stof og sjældent røbede noget om, hvad han tænkte på, før han var nået til en afklaring. Som Nørregaard Rasmussen sagde i en tale til en af hans runde fødselsdage: »De har jo den last, hr. Winding Pedersen, at De skriver bøger i smug«.

Men det kan meget vel diskuteres, om disse billeder giver et retvisende portræt af Winding P. Han døde som 92-årig og publicerede og underviste, fra han var sidst i 20erne, til han var 80. Det er derfor langt fra sikkert, at den Winding Pedersen, der underviste og publicerede i 1930erne og 1940erne, ligner den ældre professor, vi andre husker. Det billede, man finder i nekrologer, afhænger ofte i urimelig høj grad af, hvad personen udrettede i de seneste år af sit virke. Man har gode chancer for at blive skildret som moderne og dynamisk, hvis man dør ung, og nekrologerne bliver skrevet af ens jævnaldrende, medens man let bliver husket som lidt tør og gammeldags, hvis man lever længe, og nekrologerne bliver skrevet af kollegaer, der er 20-30 år yngre end en selv.

I den marxistiske litteratur er der lange diskussioner af, i hvor høj grad der er konsistens mellem, hvad den unge og den ældre Marx skrev. Man har i den økonomiske teorihistorie en tilsvarende diskussion om Adam Smith – »Das Smith-problem«. Det er hypotesen i det følgende, at der også er betydelig forskel på den unge og den ældre Winding Pedersen; at han var en »moderne«, generelt orienteret og udadvendt økonom frem til 1950erne og en snævrere, i forhold til tiden mere gammeldags professor (ham, vi husker) efter 1950erne. Det er arbejdet i Trustkommissionen i 1949-59, der udgør skellet.

2. En hurtig karriere

Winding Pedersen er født i 1907 i Rovsthøje ved Varde, hvor hans far var lærer. Han

Arne Mikkelsen, Niels-Henrik Topp, Erik Hoffmeyer, Christian Hjorth-Andersen og Peder J. Pedersen takkes for værdifulde oplysninger og kommentarer.

blev student i 1926 og cand.polit. i 1932. Han studerede altså i en periode, hvor navne som Bertil Ohlin og L.V. Birck prægede studiet. Ohlin nævner i sine erindringer Winding Pedersen sammen med Jørgen Dich og Niels Lindberg som »respektingivende begåvninger«. I 1932-40 var han ansat som sekretær i finansministeriets Departement for Told- og Forbrugsafgifter og fra 1937-42 desuden ekstern lektor ved Københavns Universitet. Her underviste han i Finansvidenskab. I 1935-36 var han på studieophold i USA finansieret af Rockefeller Foundation. I 1940 blev han lektor ved Handelshøjskolen i København og i 1943 professor i erhvervsøkonomi samme sted.

På den tid var Handelshøjskolen i København helt ny. Både den og Århus Universitets Økonomiske Institut er startet sidst i 1930erne. Københavns Universitets økonomiske professorer så med dyb skepsis på de nye lærestanternes økonomer. Den første professor i økonomi ved Handelshøjskolen var Max Kjær Hansen; Frederik Zeuthen skrev forbitret om Max Kjær Hansen i *Nationaløkonomisk Tidsskrift* 1937:

Men for det andet er der indtraadt det beklagelige, at Begrebet Videnskab er blevet forfusket – en urigtig Varebetegnelse er blevet anvendt ved Max Kjær Hansens Udnævnelse til Professor ved en Lærestalt, der med Statens Godkendelse kalder sig videnskabelig. Det kan derfor være af Betydning af Hensyn til Fremtiden at fastslaa, at der her foreligger en Undtagelse, at der er sket et Skridt til Siden fra den rene Linie. [Zeuthen 1937, s. 53].

Og Axel Nielsen affyrede tilsvarende svadaer mod Aarhus Universitets Jørgen Pedersen i 1944, se Kærgård (1998).

Ikke desto mindre blev Winding Pedersen accepteret også på Københavns Universitet, og i 1948 blev han af et udvalg bestående af Axel Nielsen, Frederik Zeuthen og Carl Iversen i konkurrence med Brems og Gelting indstillet til et professorat ved universitetet. Der var da heller ingen grund til skepsis overfor W.P. Han var i denne periode særdeles produktiv. Hans tre vel mest betydningsfulde individuelle arbejder kom i hurtig rækkefølge: »*Omkring den moderne Pristeori*« i 1939, »*Omkostninger og Prispolitik*« i 1940 og »*Samfundsøkonomiens Grundtræk*« i 1941.

»*Omkring den moderne Pristeori*« var det første led i en imponerende række af oversigter over nyere økonomisk teori, der kom i *Nationaløkonomisk Tidsskrift* i perioden omkring 2. verdenskrig. Oversigterne var alle på tre lange artikler og ud over Winding P. kom senere Nørregaard Rasmussens oversigt over input-output-teorien i 1954 og Sven Danøs oversigt over den lineære programmeringsteori i 1955-56.

I den økonomiske teorihistorie er 1930erne nok mest kendt for det keyneske gennembrud i makroteorien. Men måske lige så betydningsfuldt var det mikroøkonomiske gennembrud med teorien om ufuldkommen konkurrence. Indtil da havde man kun haft teorier for fuldkommen konkurrence og for rent monopol. Men hele mellemområdet, der hidtil havde været uopdyrket land, blev kortlagt med pionerarbejder som Hotelling

(1929), Zeuthen (1929 og 1930), Chamberlin (1933), Robinson (1933), Stackelberg (1934) og Kahn (1937).

Det var en samlet oversigt over dette nye område Winding Pedersen påtog sig at give i de tre artikler fra 1939, der i 1947 blev samlet i bogen »*Omkring den moderne Pristeori*«. Og denne bog på i alt 88 sider giver både en oversigt over området og kortlægger en række huller i teorien. Ved professorbedømmelsen i 1948 betegnede bedømmelsesudvalget meget håndfast bogen som værende på disputatsniveau:

Hvis denne afhandling var blevet indleveret til forsvar for den Statsvidenskabelige doktorgrad, ville den efter udvalgets mening være blevet antaget [Københavns Universitet, 1970, s. 69].

Dette sagt af et bedømmelsesudvalg, der bestod af alle fakultetets tre økonomiske professorer, inkl. den internationale kapacitet på området Frederik Zeuthen. Udvalget brugte det til at foretrække W.P. frem for Gelting, hvis disputats var antaget, og Brems, hvis disputats var indleveret.

Bogen behandler forskellige typer ligevægte, og den indbyrdes afhængighed mellem konkurrenterne betones. Det er klart, at vore dages spilteoretiske industriøkonomi hører en anden tid til; W.P. tænker ikke i teoremer, men i kurver og fabrikker. Hele oplægget med duopolister og oligopolister, der interagerer med hinanden og tager bestik af hinandens adfærd, lægger imidlertid op til en spilteoretisk behandling. Også dynamikken og prisdannelsens ubestemte karakter forårsaget af agenternes luren på hinanden spiller en central rolle. Selv om forbindelsen til den keyneske makroteori ikke nævnes, er det interessant, hvor godt 1930ernes mikroøkonomiske gennembrud hænger sammen med det makroøkonomiske: Winding Pedersen har et helt afsnit om bundne, administrerede, stabile priser.

Stilen i hele arbejdet er den kendte Winding P. blanding af skarpe iagttagelser af virkeligheden og komplicerede – ofte 3-dimensionale – diagrammer med mange kurver. Stilen har sin egen elegance, men den må nok siges at virke noget gammeldags i dag. Der er dog ingen tvivl om, at W.P. i 1930erne var med på den absolutte forskningsfront. Det hedder f.eks. i afsnit III, at dette og de følgende afsnit svarer til et foredrag i Socialøkonomisk Samfund i december 1936, og at der er betydelige ligheder med en artikel af R.H. Coase i *Review of Economic Studies* fra oktober 1937.

Bogen slutter med en programmerklæring, der på flere måder lægger op til det senere arbejde i Trustkommissionen:

Teoriens Opgave bliver da at forklare den faktisk iagttagne Prisdannelse. En deduktivt udledt Teori for den rationelle Prispolitik kan herved tjene Økonomen til Støtte og til Klaring af Tankerne. Men holder man sig til Deduktionen alene, bliver Resultatet let, enten at man begrænser sig til Forudsætninger, hvorunder Teorien kan blive forholdsvis simpel, men til

Gengæld Forudsætninger, der ikke svarer til det virkelige Livs, eller at man deducerer sig ud paa Dybder, der forudsætter en Viden og Rationalitet, som Virkelighedens Driftsherrer ikke kan svare til. I saa Fald bliver Teorien let i højere Grad en Anvisning for de Driftsøkonomer, der ser det som deres Maal at lære Folk at tjene Penge, end den bliver et Middel til Analyse af Virkelighedens Prisdannelse – hvis da ikke Teorien samtidig bliver saa indviklet, at den bliver praktisk uanvendelig.

Mere frugtbart vil det være at foretage empiriske Studier af den faktisk anvendte Omkostningskalkulation og Prisberegning, af anvendte prispolitiske Usancer, f.Eks. Prisførerskab eller ansættelse af Sæsonpriser, af Prisdiskrimination og Rabatsystemer, af Prisernes Udvikling i Tiden, af den Indflydelse, Kartellers Opstaaen, Virksomhed og Sammenbrud udover herpaa og paa Produktionskapacitetens Omfang og Omkostningernes Højde, o.s.v., o.s.v. [Winding Pedersen, 1947, s. 85].

Allerede året efter i 1940 kom så »*Omkostninger og Prispolitik*«, der blev en gennem mange år anvendt lærebog inden for driftsøkonomi og anvendt mikroøkonomi. Bogen kom i Handelshøjskolens serie *Driftsøkonomiske Hovedproblemer* i en stærkt omskrevet 2. udgave i 1948. Bogen bestod i 1948-udgaven af fire dele, en 106 sider lang introduktion til omkostningslæren, 80 sider om prispolitik (hvor de forskellige regimer fra »*Omkring den moderne pristeori*« gennemgås), 46 sider om investeringskalkulen og anlægspolitik (i 2. udgaven bl.a. byggende på Erich Schneiders »*Investering og Rente*« fra 1944) og endelig 135 sider om omkostningsfordeling og kalkulation.

For os, der husker Winding Pedersens undervisning, er der overraskende få diagrammer i bogen; det er faktisk kun i de første afsnit om omkostningslæren, at de kendte kurver optræder. Resten af bogen er i højere grad præget af regneeksempler. Det W.P.'ske særkende i form af et forsøg på at få det til at lugte af fabrik, uden at lave egentlige større empiriske undersøgelser, er tydeligt i denne bog, der var lærebog i faget driftsøkonomi ved Københavns Universitet frem til den i begyndelsen af 1970'erne blev afløst af Jan Rasmussens og Kjeld Scherfigs lærebogssystem.

De to bøger »*Omkring den moderne Pristeori*« og »*Omkostninger og Prispolitik*« blev i stor udstrækning det teoretiske fundament for Winding Pedersens virke hele livet. De indgik til hans pensionering som centrale elementer i hans undervisning, jvf. f.eks. Winding Pedersen (1968), og de har givetvis også været det teoretiske fundament for hans virke i Trustkommissionen.

Den tredje bog fra denne periode »*Samfundsøkonomiens Grundtræk*« fra 1941 er en helt generel introduktion til nationaløkonomien. Det fremgår af forordet, at den var skrevet med henblik på handelshøjskolestuderende med beskedne forudsætninger i matematik, men den vandt en betydelig udbredelse uden for Handelshøjskolen. Den blev f.eks. brugt som introduktionsbog både på Universitetet og på Landbohøjskolen. Den kom da også i 4. oplag allerede i 1947. Ved polit-studiet afløste den Ely's legendariske lærebog. Førsteudgaven af Ely's bog var fra 1893, men den kom senere i adskil-

lige udgaver, og det var 1930-udgaven, der fandtes i en dansk oversættelse ved Carl Iversen, som Winding P. bog afløste. Winding P. bog var så grundbog til den i 1953 blev afløst af Nyboe Andersen mfl.'s lærebog fra 1952 kombineret med Schneiders »Einführung«.

Bogen virker i dag i sin stil meget gammeldags. Den er et led i en samlet introduktion til nationaløkonomien, idet et 2. bind af Niels Banke, Jens Toftegaard og K. Vedel-Petersen indeholdt det beskrivende stof om danske erhvervs- og samfundsforhold. Winding P. skriver i forordet, at bogen bryder med en nedarvet tradition fra dengang »Lærebogsstof skulde læres udenad«, hvilket bevirkede at »elementære Lærebøger skal være kortfattede og sammentrængte«. Når det i stedet tilsigtes, at eleverne skal »indleve sig« i stoffets »Tankesystem og forstaa dets Ræsonnementer, turde imidlertid en mere detaljeret Fremstilling, der ikke overspringer alt for mange Mellemlid i Tankerækkerne, være at foretrække«, Winding Pedersen (1945, s. 7-8).

Når man er vænnet til at have mindreværdskomplekser over for svenskerne, så er indledningen til Ohlins anmeldelse i *Nationaløkonomisk Tidsskrift* ganske interessant:

En svensk ekonom kan icke annat än avundas Danmark den utomordentliga utveckling av den ekonomiska lärobokslitteraturen, som ägt rum i detta land under senare år. Lyckligtvis mildras avundsjukan av medvetandet att dessa böcker utan svårighet kunna användas även i Sverige, särskilt vid universitet och högskolor. På företagsekonomin område utgöra Sveistrups inledande arbeten, Winding Pedersens och Thorkil Kristensens kostnadsböcker jämte Jantzens och Schneiders behandling av en rad företagsekonomiska problem för de mere avancerade studenterna en samlad framställning av imponerande slag, som kompletteras av en rad mera speciella arbeten av andra yngre danska ekonomer. Någon motsvarighet till denna rikliga och värdefulla flora av läroböcker föreligger icke vad den del av ekonomin beträffar, som sedan gammalt betecknas som samhällsekonomi. Genom lektor Winding Pedersens Almindelig Erhvervslære I har emellertid nu även på detta område den danska litteraturen berikats med ett arbete av högsta klass. Dess uppgift är att införa en förut med ekonomisk teori obehändrad läsare i dess centrala sammanhang och att ge en bild av den samhälleliga miljö, i vilken det ekonomiska systemet arbetar. [Ohlin, 1941 s. 386].

Bogen indledes med en lang gennemgang af den økonomiske udvikling fra middelalderen til Tyskland under Nationalsocialismen, og derefter kommer så den traditionelle mikro- og makroteori. Det er bemærkelsesværdigt, at udbudssiden og produktionsteorien får væsentlig mere plads end efterspørgselssiden, og at efterspørgselssiden går direkte i gang med efterspørgselkurver og efterspørgselelasticiteter. Ikke-observerbare ting som nyttefunktioner og indifferenskurver nævnes overhovedet ikke. Det er også bemærkelsesværdigt, hvor lidt plads fuldkommen konkurrence gives, og hvor meget plads der ofres på monopol, ufuldkommen konkurrence og offentlig pris-kontrol. De makroøkonomiske afsnit, der udgør ca. halvdelen af bogen, skal tages op i næste afsnit.

Ud over undervisning og forfatterskabet var Winding Pedersen også aktiv på mere organisatoriske fronter. Det var i hans studietid, at studiereformen af 1929 kom til verden. Det var en grundig reform af studiet, der derefter kun blev revideret i beskedent omfang indtil den næste store reform i 1970. Hvor meget W.P. var med i reformarbejdet i 1929 er uklart. Men Socialøkonomisk Samfund, der var de studerendes og de yngre kandidaters forening, spillede jvf. Davidsen (2001) en central rolle i studiereformarbejdet, og det vides, at Winding P. var meget aktiv i denne forening; han var formand for foreningen i 1937-38.

Senere var det ham, der tog initiativ til at starte Danske økonomers Forening, hvis første formand han var i 1954-56 (det er denne forening, der ved sammenslutning med Danske juristers Forening i 1972 blev til DJØF), se Olsen (1998) s. 73.

3. Winding Pedersen og makroøkonomien

De fleste vil huske Winding P. som decideret mikroøkonom. Dette er dog langt fra rigtigt. I sine yngre år var han i høj grad optaget af makroøkonomi. Det var ham, der i 1936 anmeldte Keynes' *General Theory* i *Nationaløkonomisk Tidsskrift*. En anmeldelse, hvori han ikke umiddelbart falder på halen over det epokegørende i *General Theory*:

Når man har gjort sig fortrolig med Keynes' nye Begreber og hans Maade at tage Tingene paa, kommer man efterhaanden til at tvivle paa, at hans Teorier alle er saa epokegørende nye, som hans voldsomme Angreb paa den herskende Økonomi lader formode. Den Tanke, at Renten er afgørende for Investeringen og dermed for Beskæftigelse og Totalindkomst, var jo ikke ny, selv da Keynes udgav sin »Treatise« – i hvert Fald ikke for skandinaviske Læsere – og heller ikke forbavsede vi ved at høre, at Fremtidsforventningerne er afgørende for Investeringen. Det er ikke saa meget Ingredienserne i den foreliggende Bog, der er nye, som det er Anretningen. [Winding Pedersen, 1936 s. 235-36, se også Topp, 1986, s. 197ff].

Denne vurdering vil mange keynesianere givetvis finde stærkt kritisabel, men det er nok rigtigt, at folk, der var stærkt fortrolige med Stockholmskolen, havde svært ved at se det helt revolutionerende i Keynes' teorier, og W.P. havde jo haft Bertil Ohlin som lærer i sin studietid ved Københavns Universitet.

Faktisk er Winding Pedersen tæt på at skitsere en arbejdsdeling mellem den keyneske konjunkturteori og en neoklassisk vækstteori:

Hvis man anvender Keynes' System paa et statisk, jævnt fremadskridende Samfund, vil man se, at det Pengebehov, der stammer fra the speculative motive og the precautionary motive forsvinder, det der stammer fra the transactions motive bliver konstant, Renten afbalancerer Opsparing og Investering, og de andre Læresætninger, Keynes har forkastet, kommer til Ære og Værdighed igen. Keynes' System er en dynamisk Korttidsteori, medens de Teorier, han angriber, efter deres Væsen tager Sigte paa statiske Forhold og lange Perioder. [Winding Pedersen, 1936, s. 236].

Interessant nok fremhæver Winding P. også Keynes' umatematiske stil:

Det er Keynes' Fortjeneste at have produceret et Stykke dynamisk og velgørende uortodoks Økonomi. Hans Bog indeholder mange interessante Synspunkter og Idéer, stimulerende til Eftertanke – og til Modsigelse. Og saa er den naturligvis skrevet i den Keynes'ske Stil, en behagelig Afveksling fra meget af den Økonomi, der skrives nutildags. Matematik kan være videnskabeligt nødvendigt, men det er vanskeligt at gøre den litterært tiltrækkende. [Winding Pedersen, 1936, s. 236].

En anden indikation af Winding Pedersens grundholdning – at det nye er Stockholmskolen og ikke Keynes – er, at han i *Samfundsøkonomiens Grundtræk* som supplerende litteratur anbefaler værker af Myrdal, Ohlin, Joan Robinson, Jørgen Pedersen og Nyboe Andersen, men ikke af Keynes. Samtidig er han imidlertid, hvad vi i dag vil kalde ren keynesianer i sin tekst. Der er både keynesk finanspolitik og et keynesk pengemarked:

For at en Depression kan bringes til Ophør og en Opgang i Produktion og Beskæftigelse komme i Stand, maa der – jfr. nærmere de tidligere Konjunkturafsnit – fremkaldes en Stigning i den totale Efterspørgsel, regnet i Penge, efter Konsumgoder og Kapitalgoder tilsammen. Derfor maa de offentlige Arbejder helst finansieres ved Laan og ikke ved Skatter. Skaffer Staten sig de nødvendige Midler ved Skatter, reduceres Skatteydernes Betalingssevne i samme Grad, som Statens forøges. Der bliver kun Tale om en Overførelse af Betalingssevne og Efterspørgsel, ikke nogen Stigning i den samlede Efterspørgsel efter Varer og Tjenesteydelser. Samtidigt med, at det offentlige sætter Arbejder i Gang, formindskes Beskæftigelsen andetsteds, fordi Skatteyderne ikke har saa mange Penge at købe for, som de ellers vilde have haft. Den Beskæftigelse, der skaffes ved de offentlige Arbejder, betyder derfor i det store Hele ikke nogen Nettoforminskelse af den samlede Arbejdsløshed.

Men vil der ikke ske noget tilsvarende, hvis de offentlige Arbejder finansieres ved Laan? Vil der ikke, naar Staten optræder paa Laanemarkedet og lægger Beslag paa en Del af dets Midler, blive saa meget mindre tilbage for det private Næringsliv at laane, saaledes at den private Beskæftigelse ogsaa her mindskes i samme Takt, som den offentlige stiger? Svaret er, at Penge- og Kapitalmarkedet som Regel under en Depression er saa rigeligt forsynet og Banklikviditeten saa god, at Staten kan laane Pengene, uden at den Renteforhøjelse fremkommer, som skulde medføre en Indskrænkning af det private Erhvervslivs Laantagning. I Stedet stilles Midlerne til Statens Raadighed ved en Kreditudvidelse. Viser Renteniveauet Tegn til Opgang, kan det imødegaaes ved, at Centralbanken tilfører Markedet Midler ved at købe Obligationer, hvorved disses Kurser støttes og Banklikviditeten forbedres. Eller Staten kan laane direkte hos Seddelbanken i Stedet for at udbyde Obligationer til Tegning hos Publikum eller laane hos de private banker. Paa denne Maade kan man sikre sig, at en Kreditudvidelse kommer i Stand i Stedet for, at Kreditgivningen til private Laantagere indskrænkes. [Winding Pedersen, 1941 s. 371-72].

Der er ogsaa et renlivet multiplikatorræsonnement:

Den Beskæftigelse, der skabes ved de offentlige Arbejder, vil da repræsentere en Nettoformindskelse af Arbejdsløsheden, og alt andet lige vil Beskæftigelsesforøgelsen blive større end den primære Beskæftigelse, der skaffes ved selve de offentlige Arbejder. De Folk, der kommer i Beskæftigelse ved de offentlige Arbejder, og de Næringsdrivende, som leverer Materialer dertil, faar større Indtægter end før, og naar disse Indkomster gives ud til Køb af Varer og Tjenesteydelser, skabes der herved ny Beskæftigelse og nye Indkomster, hvis Anvendelse igen fører stigende Beskæftigelse med sig o.s.v., o.s.v. Paa denne Maade skabes der en vis sekundær Beskæftigelse ved Siden af den primære, der opstaar ved selve de offentlige Arbejder. [Winding Pedersen, 1941 s. 372-73].

Winding Pedersen er ikke bundet til depressionsbekæmpelse, han ser klart muligheden for overbeskæftigelse. Med en rent Ohlinsk tankegang skriver han

Den anden Halvpart af den konjunkturudjævnende Finanspolitik gaar ud paa, at Staten under Højkonjunktoren skal opkræve Skatter for at lægge en Dæmper paa Stigningen i den totale Efterspørgsel efter Varer og Tjenesteydelser. Disse Skattemidler maa Staten da anvende paa en saadan Maade, at Nedgangen i Skattekategoriernes Efterspørgsel efter Varer og Tjenesteydelser ikke opvejes af, at andre giver de Penge ud, Skatteyderne har indbetalt til Staten. I saa Fald bliver der igen blot Tale om en Overførsel af Betalingsvevne, og den samlede Efterspørgsel bliver lige saa stor, som den ellers vilde have været. Pengene kan derfor ikke bruges til Statens løbende Udgifter til Lønninger, Understøttelser etc. eller til offentlige Arbejder. Det mest nærliggende er, at de anvendes til at afbetale den Gæld, Staten i den foregaaende Depressionsperiode har stiftet for at finansiere de offentlige Arbejder – og er man saa forsynlig at paabegynde den konjunkturudjævnende Budgetpolitik i en Opgangskonjunktur, kan der opsaves en Fond, hvoraf den næste Nedgangsperiodes offentlige arbejder kan betales. [Winding Pedersen, 1941 s. 374].

Winding Pedersens deltidslektorat ved Københavns Universitet i 1937-42 var også i makroøkonomi. Indtil 1933 havde L.V. Birck haft konjunkturteori og finansvidenskab. Han blev i 1934 afløst af Jørgen Pedersen, og det var hans stilling i finansvidenskab Winding Pedersen fik, da Jørgen Pedersen i 1936 blev professor i Aarhus. Da W.P. i 1943 blev professor på Handelshøjskolen, overtog Jørgen Gelting stillingen, se David- sen (2001). I pensum i Finansvidenskab i W.P.s periode indgik Keynes ikke, men G. Myrdals »*Finanspolitikens økonomiska verkningar*« udgjorde en stor del af pensum, se *Studievejledning* 1938.

Winding Pedersen fik selv lejlighed til at bruge teorierne i praksis som medlem af det såkaldte professorudvalg. I 1943 nedsattes dette udvalg med de fire professorer Carl Iversen, Thorkil Kristensen, Axel Nielsen og Winding Pedersen samt embedsmændene E. Dige (afdelingschef, senere departementschef, i finansministeriet), Knud Korst (generaldirektør for told- og skattevæsenet) og Svend Nielsen (underdirektør, senere direktør i Nationalbanken) med det formål »at overveje hvilke foranstaltninger, der burde gennemføres til Imødegaaelse af den truende Inflationsfare«. Allerede efter

en måned kom udvalgets 1. betænkning, hvori man diskuterer penge- og indkomstreligheden i den regulerede økonomi.

Når en sådan betænkning skal vurderes, kan det selvfølgelig ikke nytte at vurdere den som et teoretisk programskrift. Den må skrives i et så traditionelt sprog, at læserne (bl.a. politikerne) kan følge med, og der må være modifikationer som følge af konkrete forhold i den aktuelle økonomi. Endelig var nogle af formuleringerne givetvis også kompromiser mellem udvalgets medlemmer. Givet disse forhold må udvalgets vurderinger siges at være »moderne« anvendt makroøkonomi.

Betænkningen blev optrykt i *Nationaløkonomisk Tidsskrift*, 1943, s. 228-54. Betænkningen gav anledning til en længere og heftig debat i tidsskriftet. Jørgen Pedersen fra Aarhus angreb betænkningen i stærke vendinger, og det var Winding Pedersen, der i tre indlæg forsvarede udvalget, jvf. Topp (1987) og Winding Pedersen (1987).

Vurderet ud fra gængs makroteori i dag er det langt fra oplagt, at Jørgen Pedersen var den vindende part. Jørgen Pedersen forfulgte teoretiske ræsonnementer, og kunne som enkeltperson bruge skarpere og måske mere klare formuleringer, men han manglede på den anden side en række modifikationer, der i efterkrigstiden blev føjet til den Keyneske model. Ingen vil i dag forsvare en Keynesk-Jørgen Pedersensk model i dens rene udgave, jvf. også den meget grundige analyse af debatten i Topp (1986).

Jørgen Pedersen, 1950ernes og 1960ernes keynesianske økonomer (og f.eks. også Nørregaard Rasmussen og Topp, 1979) så for bekymringsløst på statsgæld. Man kan kun give Winding Pedersen fuldstændig ret, når han i 1987 skriver:

Men i dag – 40 år senere – er vi i en situation, hvor den rentebærende statsgæld, navnlig den indenlandske, af andre årsager er steget så stærkt, og rentesatserne har været så høje, at statens samlede netto-renteudgifter i 1984 og 1985 var væsentligt større end dens lønningsudgifter og er opgjort til tal, der svarer til ca. 18% af driftsindtægterne. Hermed er det klart demonstreret, at størrelsen af den indenlandske statsgæld ikke er nogen ligegyldig sag. [Winding Pedersen, 1987 s. 267].

I juni 1945 kom så professorudvalgets 2. betænkning om de *Økonomiske Efterkrigstidsproblemer* i to dele. Der blev bl.a. foreslået en engangsskat i form af en afgift på formuestigningerne under krigen, og selv om den fik en anden udformning var forslaget baggrunden for den i 1946 gennemførte engangsskat.

Det er i øvrigt interessant, at bedømmelsesudvalget ved Winding Pedersens ansættelse på Københavns Universitet i 1948, der ud over Zeuthen som nævnt bestod af Axel Nielsen og Carl Iversen, begge medlemmer af professorudvalget, i sin bedømmelse af Winding Pedersen skriver, at udvalgets betænkning, *Økonomiske Efterkrigstidsproblemer* 1945 II del, i væsentlig grad var hans værk, og at også udvalgets to tidligere betænkninger på mange måder er »præget af hans klare tanke og udmærkede fremstillingsevne« (Københavns Universitet, 1970 s. 70, se også Davidsen, 2001).

Sidst i 1940'erne holdt Winding Pedersen en række grundige og velforbredte forelæsninger om moderne velfærdsteori; disse var bl.a. inspirationen til stud.polit. Erik Hoffmeyers prisopgave om velfærdsteori fra 1949.

Et isoleret, tidligt arbejde, der stadig henvises til, er Winding P. analyse af virkningerne af arbejds konflikter fra *Nationaløkonomisk Tidsskrift* 1937.

4. Trustkommissionen

I krigen og den første efterkrigstids regulerede og toldbeskyttede økonomi var der gode muligheder for at tjene betydelige monopolprofitter. Selv om arbejdet blev startet ved lidt af en tilfældighed ved en forespørgselsdebat foranlediget af de konservative, var det derfor naturligt at igangsætte et større kommissionsarbejde for at kortlægge konkurrencen i de forskellige brancher. En sådan kommission blev nedsat ved lov af 31. marts 1949, og Winding Pedersen var et naturligt valg som formand. Arbejdet er beskrevet af Søren Gammelgård (der var sekretariatschef for kommissionen) i *Gammelgård* (1977).

Det blev fra starten lagt op som et ganske omfattende projekt, idet man startede med at se på enkelte udvalgte brancher. Inden arbejdet blev afsluttet i 1959, var der udkommet 8 betænkninger:

Bet.nr. 1: Kalk-, kridt- og mørtelbranchen (1951, 48 sider)

Bet.nr. 2: Kulbranchen (1953, 71 sider)

Bet.nr. 3: Foreløbig lovbetænkning (1953, 147 sider)

Bet.nr. 4: Planglasbranchen (1954, 43 sider)

Bet.nr. 5: Teglværksbranchen (1957, 72 sider)

Bet.nr. 6: Cementbranchen. F.L. Smidth-Koncernen (1959, 97 sider)

Bet.nr. 7: Bryggeribranchen (1960, 149 sider)

Bet.nr. 8: Konkurrencebegrænsninger i dansk erhvervsliv (1960, 321 sider)

Der blev i kommissionen i alt holdt 75 møder, og der blev i alt udsendt ca. 6700 maskinskrevne sider i folioformat fra sekretariatet til udvalgsmedlemmerne (*Gammelgård*, 1977, s. 68). Der var således tale om et intenst arbejde over en 10-årig periode.

Arbejdet blev afleveret til fire forskellige handelsministre (de konservative Ove Weikop og Aage L. Rytter, den socialdemokratiske Lis Groes og den radikale Kjeld Philip). På den politiske side var der derfor ikke særlig stabile rammer, og politikerne havde ikke tid til at vente på færdiggørelsen af arbejdet. Kommissionen blev derfor presset til at afgive en redegørelse for sine foreløbige overvejelser, der kom som betænkning nr. 3 i 1953. Den resulterede i, at handelsminister Lis Groes i dec. 1953 fremsatte forslag til Lov om tilsyn med Monopol og Konkurrencebegrænsning. Loven blev endelig vedtaget i marts 1955.

Det er nok rigtigt, når Søren Gammelgård (selv om han, som han selv gør opmærksom på, ikke kan siges at være ganske habil) skriver:

Alt i alt synes jeg --- , at Trustkommissionen, alle vanskeligheder til trods, fik udført et betydningsfuldt arbejde, som fremdrog og systematiserede vanskeligt tilgængelige og indtil da helt eller delvis ukendte oplysninger om en vigtig side af vort erhvervsliv. Et sådant arbejde har i sig selv værdi, ikke blot for dem, der udfører det eller har bestilt det, men for alle, som på dette felt ønsker at komme virkeligheden og sandheden så nær som muligt. Arbejdet har derfor kun kunnet virke i retning af at tilvejebringe et mere realistisk grundlag for den erhvervspolitiske debat og dermed også for erhvervspolitikens udformning her i landet. [Gammelgård, 1977 s. 69-70].

Kvaliteten af betænkningerne fremhæves også af Hans Brems i en oversigt over europæisk økonomisk forskning i *American Economic Review* i 1956. Han skriver:

In terms of scholarly quality very few Danish Government reports match their Swedish opposite numbers, but one is Winding Pedersen's industry studies of collusive practices, published by the Danish trust committee set up in 1949 under his chairmanship. [Brems, 1956 s. 358].

At W.P. selv var glad for arbejderne ses af, at en række af betænkningerne var pensum på politistudiet til hans afgang i 1977.

For Winding Pedersen selv blev konsekvenserne af arbejdet imidlertid nok negative. Hans 10 års koncentrerede arbejde med denne kommission gjorde, at han fik ry for at være specialist i konkurrenceforhold og for at have svært ved at blive færdig med et projekt. Han blev derfor nok medlem af det i 1955 oprettede Monopolråd, men det blev juristen W.E. von Eyben, der blev formand. Man kan meget vel tænke i en putty-clay-model: Winding Pedersen var i 1949, da han startede på Trustkommissionsarbejdet, på vej til at blive sin generations førende generelle økonom, der kunne bruges til både makro- og mikroøkonomiske analyser. Han havde været ledende i professorudvalgets makroøkonomiske analyser, var lige blevet professor på Københavns Universitet, han var kendt med den nyeste teori og havde internationale kontakter efter et års studieophold i USA, var også ledende i økonomernes foreningsarbejde og skulle nu i gang med det mest brændende mikro-økonomiske problem, den manglende konkurrence. Han blev i 1948 foretrukket for Gelting og Brems, bl.a. på grund af hans »større alsidighed«. I 1959 var han blevet en lidt ældre professor, der havde ry for at være en grundig, men lidt langsommelig ekspert i konkurrenceforhold. Imellem 1949 og 1959 havde en yngre generation med Philip, Gelting, Nørregaard Rasmussen og Hoffmeyer overtaget rollen som de ledende økonomer.

Da man oprettede Det Økonomiske Råd i 1962 var der vistnok ingen, der tænkte på Winding Pedersen til formandskabet. Kjeld Philip, der havde været handelsminister,

da trustkommissionens sidste betænkninger kom, var nu økonomiminister, og foreslog et formandskab bestående af Nørregaard Rasmussen, Poul Winding og – da han havde meget lidt tillid til økonomers formuleringsevner – W.E. von Eyben; juristen havde åbenbart virket overbevisende som Monopolrådsformand.¹

5. Winding Pedersen efter 1959

Medens Winding P. tidligere havde været foran udviklingen, havde udviklingen i løbet af 1950erne overhalet ham. I 1958 var Københavns Universitets Økonomiske Institut blevet oprettet med P. Nørregaard Rasmussen som bestyrer, jvf. Estrup (1999). På det tidspunkt havde W.P. været professor i 15 år i et system, hvor det kun var professorerne, der betød noget, og hvor professorerne hver især dyrkede deres egne forskningsområder. Et nyt system, der lagde vægt på et fælles institutmiljø, måtte han derfor naturligt nok stille sig noget skeptisk overfor.

Det fælles institutmiljø var desuden næppe fra starten særlig fristende for en skeptiker. Omkring 1960 var der 5 professorater; det var, ud over PNR og W.P., Carl Iversen, der brugte sin tid på at være rektor for Københavns Universitet, Erik Hoffmeyer, der allerede i 1962 accepterede en direktørstilling i Bikuben, og Kjeld Philip, der havde orlov for at være minister. Eneste ikke-professorale medarbejdere var Erling Olsen, der allerede brugte en hel del af sin tid på politik, og Anders Ølgaard, der siden 1956 havde siddet på et Kuznets-finansieret forskningsprojekt. Winding Pedersen selv var i 1959-1961 optaget af at være dekan for Det Rets- og Statsvidenskabelige Fakultet.

Undervisningsmæssigt havde Winding P. i 1950erne, hvor han var stærkt optaget af Trustkommissionen, næppe haft tid til at opdyrke nye undervisningsområder, og han groede dermed fast i sine egne nicher, det obligatoriske fag i pris- og konkurrenceteori »Mikro 2« og det valgfri fag »Industri- og handelspolitik«, samt dertil hørende økonomiske øvelser og specialer. Dette var et arbejdsområde, der lå fast gennem årtier. Under studiereformarbejdet i 1970 blev Winding Pedersen spurgt om den oprindelige og naturlige deling mellem »Mikro 1« og »Mikro 2«, og hans svar var: »Mikro 1 var det, Zeuthen kunne undervise i, og mikro 2 var det, jeg kunne undervise i«.

Inden for sit område udgav Winding P. fortsat en række lærebøger og monografier bl.a. »Noter til pris- og konkurrenceteorien« 1964, »Industriens struktur og omkostninger« fra 1965, »Varedistributionens struktur og omkostninger« fra 1971. Det er et karakteristisk træk ved Winding Pedersens produktion, at han har skrevet et stort antal bøger, som egentlig er lærebøger, men som ikke kun er af interesse for de studerende. Der er i anmeldelserne fra *Nationaløkonomisk Tidsskrift* næsten enslydende formule-

1. De sagde alle tre nej, så det første formandskab kom til at bestå af Carl Iversen (formand), Søren Gammelgård og Erik Hoffmeyer. Det er i sig selv bemærkelsesværdigt, at det blev Søren Gammelgård og ikke Winding Pedersen, der gik igen fra trustkommissionsarbejdet.

ringer fra hans første til hans sidste bog. Ohlin skriver i 1941 om penge- og konjunkturteorien i *Samfundsøkonomiens Grundtræk*:

Även om en framställning på några få tiotal sidor icke kan vara särdeles djupgående, synes den mig i flera avseenden så självständig, att den förtjänar att läsas av alla nordiska national-ekonomer, som äro intresserade av dessa spörsmål. [Ohlin, 1941 s. 388].

Tilsvarende i 1950 om *Omkostninger og prispolitik*

Til tross for sin enkle form er boken noe mere enn en lærebok, – den er også et meget betydelig personlig bidrag til avklaring av problemer og stridspunkter innenfor omkostningsteorien. [Coward, 1950 s. 168-169].

Og i 1971 om *Varedistributionens struktur og omkostninger*:

Der skal endnu en gang til afslutning fremhæves, at studenterne har fået en ny klar lærebog i en broget og problemfyldt del af et vigtigt politikfag, og at bogen med sine udmærkede oversigter over den aktuelle udvikling inden for handelen også må være en nyttig håndbog for administrationen og erhvervslivet. [Banke, 1971 s. 217].

Og endelig om hans sidste bog *Prisregulering mod monopolmagt*:

Det lyder som pligtlæsning for nuværende og kommende ansatte i monopoltilsynet, samt i de berørte erhvervsvirksomheder. Men faktisk er der store dele af bogen, der behandler problemer af bred teoretisk og politisk interesse. [Mossin, 1986 s. 416].

En lang række artikler bl.a. i *Nationaløkonomisk Tidsskrift* kom også i en jævn strøm fra hans hånd; 22 i alt blev det til i *Nationaløkonomisk Tidsskrift* med den første i 1933 og den sidste i 1987. Han skrev en række økonomportrætter, bl.a. i nekrologerne over Ivar Jantzen, 1961, og Jens Toftegaard, 1971, og artiklen om L.V. Birck i *Danske Økonomer* 1975. Han var også bidragsyder til en række danske fest- og mindeskrifter bl.a. til Axel Nielsens i 1951 og Carl Iversens i 1969, men mærkeligt nok ikke til Zeuthens festskrift i 1958 – måske endnu en indikation af hvor intenst Trustkommissionsarbejdet var i 1950erne.

I både 1950erne og 1960erne var han desuden medlem af en række bedømmelsesudvalg og opponert ved en række disputater. Han var officiel opponert ved Hans Brems' disputat i 1950, da Aarhusprofessorerne Svend Fredens og Orla Strange Pedersen løb storm imod Brems, og han var igen officiel opponert ved Bjarke Fogs disputat i 1958 og ved Danøs i 1966. Men de nye retninger, der voksede frem i den økonomiske teori i 1960erne var ham fremmed. Den teoretiske mikroøkonomi var ham for teoretisk. Hans bemærkning om Danøs disputat »Det lugter ikke så forfærdelig meget af fabrik« er blevet stående.

Tilsvarende havde han næppe noget kært forhold til den vækstteori, der blev mode-

retningen i 1960ernes makroøkonomi. Han sagde med sin tørre sarkastiske stemme: »Vækst har jeg altid forbundet med drivhuse«.

Selv om Winding Pedersen som sagt nu koncentrerede sig om pris- og konkurrence-teori, så er der stadig spor af hans bredere interesser. Han publicerede i 1962 i *Nationaløkonomisk Tidsskrift* et foredrag fra Nationaløkonomisk Forening om EF, og i 1973 i Berlingske Tidende en analyse af regeringens ØD-forslag – en analyse der med tabeller fyldte omkring 1½ tætskrevet avisside.

Hans fortsatte engagement i de økonomisk-politiske problemer fremgår også af en lille historie af Victor Andersen i *Politiken* i anledning af Winding P. 60-års fødselsdag:

Da de første hjemmemarkedsordninger for landbruget blev vedtaget i Folketinget, sad professor H. Winding Pedersen i tilhørerlogen. Han ville, som det senere blev forklaret, være til stede den dag, liberalismen døde. [Andersen, 1967].

Da så studenteroprøret kom i 1968, måtte han se på det med dyb uvilje. For en 60-årig underviser, der havde haft 25-års jubilæum som professor, måtte en sådan omvæltning, der pludselig tvang ham til at bruge mikrofon, selv om den peb i hans høreapparat, og som krævede studenterindflydelse på, hvorvidt hans egne bøger skulle være pensum i hans egne fag, forekomme en vederstyggelighed.

Selv om meget af det, der skete i 1960erne og 1970erne måtte forekomme ham at være tegn på, at verden var af lave, så blev han ved med seriøst og velforberedt at undervise og publicere, til han i 1977 gik på pension som 70-årig. Det er symptomatisk, at netop i 1968, hvor mindre besindige typer ville have opgivet alle traditionelle undervisningsinitiativer – i hvert fald da vedrørende de forhadte forelæsninger – da udgav W.P. et 26 sider langt memorandum med disposition og litteraturliste til hans forelæsninger i mikro 2. Det blev næsten symbolsk for hans pligtfølelse, at da han skulle fejres med en afskedsmiddag i 1977 og på selve dagen blev syg, så lod han sig af kollegaer alligevel presse til at stille op. Og netop som PNR under en lang tale udtalte »De Winding Pedersen, De er jo ingen træmand« besvimede han, og faldt om som et træ i skødet på Ester Boserup. Selv om han måtte bæres ud, var det imidlertid et helt uskyldigt black-out, og næste arbejdsdag var W.P. den første, der mødte på kontoret.

Selv efter pensioneringen blev Winding P. ved med at arbejde. Hans sidste store bog »*Prisregulering mod monopolmagt*« kom i 1985; den var i en vis forstand hans egen endelige konklusion på arbejdet i trustkommissionen. Og da professorudvalgets arbejde blev analyseret af yngre teoriehistorikere bl.a. med Niels Henrik Topps disputats i 1987, så oprådte W.P. som opponert og kronvidne, jvf. Winding Pedersen (1987). Da der også i 1987 kom en ny konkurrencelov, deltog han i debatten med en artikel i *Nationaløkonomisk Tidsskrift* (Winding Pedersen, 1987a).

6. Sammenfatning

Winding Pedersen var professor i 34 år, han skrev artikler i *Nationaløkonomisk Tidsskrift* fra 1933 til 1987, hans første store bog kom i 1940, hans sidste i 1985. Det ville derfor være urimeligt, hvis dette 50-årige virke i nationaløkonomiens tjeneste skulle vurderes på grundlag af de sidste par årtier, som står tydeligst i vor hukommelse. Skal han vurderes fair, må hans arbejder fra 1930erne, 1940erne og 1950erne med fuld styrke tages med.

Man kan let komme til at tegne et portræt af Winding Pedersen, der lægger vægt på 1960erne og 1970erne, hvor han koncentrerede sig om pris- og konkurrenceteori, og ser det som en fortsættelse af arbejdet i trustkommissionen i 1950erne. Fra hans ungdom medtages så kun »*Omkring den moderne Pristeori*« og »*Omkostninger og Prispolitik*«, som huskes, fordi de indgik i pensum til op i 1970erne, og som falder godt ind i billedet af en ret snæver specialist i industri- og handelspolitik.

Det er her søgt dokumenteret, at dette billede er et ret beskåret portræt, og at hans virke er væsentligt bredere. Det hører også med til dette bredere billede af den tørre professor og inkarnerede ungar, at alle vægge i hans lille lejlighed i Kleinsgade var besat med hans store samling af moderne kunst. Han var fast gæst ved udstillingerne på Charlottenborg og i Den Fries udstillingsbygning og stamkunde i Clausens Kunsthandel. Et af de sidste billeder, der er af ham, var et billede af en stor moderne skulptur, der blev bragt i avisen i forbindelse med premieren på en kunstudstilling; i et hul i skulpturen ser man tydelig W.P. stå og betragte værket. Og her var der ikke noget farveløst over ham; han bemærkede f.eks. et år »Der er ikke mange farver i »Koloristernes« udstilling i år«. Han blev selv portrætteret, da han blev 70, og da valgte han at få portrættet lavet som træsnit af grafikerens Jane Muus. Han var også fast tilskuer til eksperimenterende teater, allerede medens Fiolteatret lå i Fiolstræde.

Han blev fuldt fortjent æresdoktor ved Københavns Universitet i 1987 og ved Islands Universitet i 1991 – i årene lige efter 2. verdenskrig var W.P. en skattet lærer også for de mange islandske studerende, der kom til København. Men selv om han som 80-årig blev æresdoktor, så er det i 10-året 1939-1949 hans væsentligste indsats ligger; her var han Danmarks måske førende yngre økonom både på makro- og mikroområdet.

Niels Kærgård
Den Kgl. Veterinær- og Landbohøjskole

Anders Ølgaard
Københavns Universitet

Litteratur

- Andersen, V. 1967. Den maliciøse, *Politiken* 17. marts.
- Banke, N. 1971. Anmeldelse af Winding Pedersens Varedistributionens struktur og omkostningerne, *Nationaløkonomisk Tidsskrift*, bd. 109 s. 216-17.
- Brems, H. 1956. Current economic thought and its application and methodology in Continental Europe, *American Economic Review*, supp. s. 352-59.
- Chamberlin, E.H. 1933. *The Theory of Monopolistic Competition*. Cambridge Mass.
- Coase, R.H. 1937. Some Notes on Monopoly Price, *Review of Economic Studies*.
- Coward, D. 1950. Anmeldelse af Winding Pedersens Omkostninger og Prispolitik, 2. udgave, *Nationaløkonomisk Tidsskrift*, bd. 88, s. 168-72.
- Davidsen, T. 2001. Statsvidenskab, *Københavns Universitets Historie*, bd. 6 (endnu ikke udkommet).
- Estrup, H. 1999. Nørregaard Rasmussen, 9. maj 1922 – 1. januar 1998, *Nationaløkonomisk Tidsskrift*, bd. 137 s. 1-13.
- Gammelgård, S. 1977. Trustkommissionen 1949-59, *Nationaløkonomisk Tidsskrift*, bd. 115 s. 53-70 (Festskrift til H. Winding Pedersen).
- Hotelling, H. 1929. Stability in competition, *Economic Journal*, vol. 39 s. 41-57.
- Kahn, R.F. 1937. The Problem of Duopoly, *Economic Journal*.
- Kærgård, N. 1998. Nationaløkonomisk tidsskrift i 125 år, *Nationaløkonomisk Tidsskrift*, bd. 136 s. 9-26.
- Københavns Universitet 1970. *Årbog for Københavns Universitet 1948-53*, København.
- Mossin, A. 1986. Anmeldelse af Winding Pedersens Prisregulering mod monopolmagt, *Nationaløkonomisk Tidsskrift*, bd. 124 s. 416-17.
- Nørregaard Rasmussen, P. og N.-H. Topp. Om funktionel finanspolitik, i J.P. Christensen, H. Gad, A. Gottfredsen og H.Chr. Johansen, red. *Vækst og kriser i Dansk Økonomi i det 20. århundrede*, Aarhus 1979.
- Ohlin, B. 1941. Anmeldelse af Winding Pedersens Samfundsøkonomiens Grundtræk, *Nationaløkonomisk tidsskrift*, bd. 79 s. 386-89.
- Olsen, E. 1998. *Fra ælling til ugle*, Forlaget Fremad, København.
- Robinson, J. 1933. *The Economics of Imperfect Competition*, London.
- Stackelberg, H. von. 1934. *Marktform und Gleichgewicht*, Wien og Berlin.
- Topp, N.-H. 1986. *Udviklingen i de finanspolitiske ideer i Danmark 1930-1945*, Jurist- og Økonomforbundets forlag, København.
- Zeuthen, F. 1930. Problems of monopoly and economic warfare, London.
- Zeuthen, F. 1929. Mellem konkurrence og Monopol, *Nationaløkonomisk Tidsskrift*, vol. 67 s. 265-305.
- H. Winding Pedersens arbejder findes i publikationsfortegnelsen på de følgende sider.

FORTEGNELSE OVER H. WINDING PEDERSENS SKRIFTER

Jørgen Ravn Elkjær

Det Kongelige Bibliotek, jre@kb.dk

Fortegnelsen nedenfor er ordnet efter udgivelsesår, som derfor er udeladt ved de enkelte poster. I en række af H. Winding Pedersens publicerede arbejder findes elementer af såvel det videnskabelige, som det formidlende og det debatterende. Derfor er der nedenfor også medtaget en del kronikker o. lign. da de både karakteriserer og viser bredden i H. Winding Pedersens bidrag. Boganmeldelser, der skønnes at være af særlig interesse, er medtaget. Genudgivelser er nævnt ved den oprindelige udgivelse. Det bemærkes, at *Nationaløkonomisk Tidsskrift*, bd. 115, nr. 1 har undertitlen: »Festskrift til H. Winding Pedersen den 19. marts 1977«.

1933

Omkring Kapacitetsudnyttelsesteorien. *Nationaløkonomisk Tidsskrift*, bd. 71:141-55.
Hans Glückstadt: Kreditfodens Teori. Kbh. 1932. Samme: Kreditfodens Mekanisme. Kbh. 1933.
(Boganmeldelser). *Nationaløkonomisk Tidsskrift*, bd. 71:282-85.

1934

Gensvar til cand.polit. Hans Glückstadt. *Nationaløkonomisk Tidsskrift*, bd. 72:129-133.
[Vedr. forfatterens svar på anmeldelsen ovenfor].
Almindelig Erhvervslære. (Anden Udgave). København: Høst & Søn. 358 s.; s. 13-145.
[Øvrige forfattere: Jens Toftegaard, K. Vedel-Petersen og G. E. Riemann. H. Winding Pedersen var ikke med i forfattergruppen til første udgave 1928. Tredie Udgave udkom 1937 med visse udvidelser. 393 s.; s. 13-168].

1936

J.M. Keynes: The General Theory of Employment, Interest, and Money. London 1936. (Boganmeldelse). *Nationaløkonomisk Tidsskrift*, bd. 74:233-36.
Konkurrencens Tilbagegang. *Nordisk Tidsskrift for Teknisk Økonomi*, 2. Aargang, Løbe Nr. 5: 119-134.

1937

Økonomiske og sociale Problemer i U.S.A. Foredrag i Nationaløkonomisk Forening d. 7. dec. 1936. *Nationaløkonomisk Tidsskrift*, bd. 75:1-22.
NRA, et amerikansk Eksperiment. *Nordisk Tidsskrift for Teknisk Økonomi*, 3. Aargang, Løbe Nr. 7: 1-23.
Arbejdsstandsningernes økonomiske Virkninger. *Nationaløkonomisk Tidsskrift*, bd. 75:290-317.
Nutidens Bomuldsslaver. *Gads danske Magasin*, 31. Aargang: 514-21.

1938

En empirisk Prisanalyse. Engrospriserne 1855-1913. *Nationaløkonomisk Tidsskrift*, bd. 76: 183-93.

[Jørgen Pedersen og O. Strange Petersen: An Analysis of Price Behaviour during the Period 1855-1913].

Det aktuella konjunkturläget och dess krav på den ekonomiska politiken. I: *Förhandlingar vid Elfte nordiska nationalekonomiska Mötet i Helsingfors den 22.-24. augusti 1938*. Helsingfors: Akademiska Bokhandeln. 211 s.; s. 46-52.

[Diskussionsindlæg].

1939

Det nationaløkonomiske Aarsregnskab. *Revision og Regnskabsvæsen*, 8. Aargang: 55-60.

Omkring den moderne Pristeori. *Nationaløkonomisk Tidsskrift*, bd. 77:46-80, 121-53, 211-34.

[Genudgivet 1947 af Foreningen til unge Handelsmænds Uddannelse. Handelshøjskolen i København. København: Einar Harck. 88 s.].

Prisernes Regulering – Maal og Midler. Foredrag i Nationaløkonomisk Forening d. 27. okt. 1939. *Nationaløkonomisk Tidsskrift*, bd. 77:269-94.

Thorkil Kristensen: Faste og variable Omkostninger i en Virksomheds Økonomi. Kbh. 1939. (Bog anmeldelse). *Nationaløkonomisk Tidsskrift*, bd. 77:265-68.

1940

Priskontrol. København: Folkeuniversitetsudvalget. 16 s. (Grundrids ved folkelig Universitetsundervisning; Nr. 434).

Udviklingen henimod Statsindgreb og Planøkonomi. København: Folkeuniversitetsudvalget. 4 s. (Ledetraad ved folkelig Universitetsundervisning; Nr. 94).

Problems of Duopoly. *Econometrica*, vol. 8: s. 286.

[Kommentar til Thorkil Kristensens paper: »Complex Monopoly« under »Report of the Elsinore Meeting, August 25-26, 1939«].

Omkostninger og Prispolitik. København: Høst & Søn. 299 s. (Handelsvidenskabelige Skrifter Udgivet med Støtte af Handelshøjskolen; 8).

[Forkortet genoptryk 1945].

1941

Samfundsøkonomiens Grundtræk. Almindelig Erhvervslære I. København: Høst & Søn. 425 s.

[Første bind af 4. udgave af *Almindelig Erhvervslære* i to bind, trykt i flere oplag i de følgende år, finsk udgave i 1947].

Privat og offentlig Økonomi. I: *Pengevæsen og Finanser. Grundbog for Studiekredse* (udarbejdet af Poul Nyboe Andersen, Viggo Kampmann, Clemens Pedersen og H. Winding Pedersen). København: J.H. Schultz. 168 s.; s. 85-92. (Statsradiofoniens Studiekredse).

»Fallitboet« Danmark. *Politiken*, 18-2-1941, s. 9.

Skatter, Laan og Beskæftigelse. *Politiken*, 5-4-1941, s. 13.

1942

- Nationaløkonomi og Statistik. I: *Danmarks Kultur ved Aar 1940*. (Redigeret af Svend Dahl). Syvende Bind. København: Det danske Forlag. 359 s.; s. 147-154.
- Pengerigelighedens Problemer*. København: Folkeuniversitetsudvalget. 4 s. (Ledetraad ved folkelig Universitetsundervisning; Nr. 140).
- Rentepolitik og Ejendomspriser. *Politiken*, 6-10-1942, s. 10.

1943

- Betænkning om foranstaltninger mod inflation. *Nationaløkonomisk Tidsskrift*, bd. 81:228-254. [Betænkning afgivet af Finansministeriets Udvalg af 30. januar 1943, »Professorudvalget«, som bestod af Knud Korst (fmd.), E. Dige, Carl Iversen, Thorkil Kristensen, Axel Nielsen, Svend Nielsen og H. Winding Pedersen; Viggo Kampmann var sekretær. Thorkil Kristensen deltog ikke i denne del af udvalgets arbejde på grund af sygdom].
- Inflation og Midlerne derimod. *Nationaløkonomisk Tidsskrift*, bd. 81:301-17.
- [Svar på Jørgen Pedersens »kritiske diskussion« af Professorudvalgets betænkning i det forudgående nummer af *Nationaløkonomisk Tidsskrift*. Kommentar af Jørgen Pedersen, 81:432-43. Replik af H. Winding Pedersen, 81: 444-55. Duplik af Jørgen Pedersen, 82:88-94. Afsluttende svar af H. Winding Pedersen, 82:95-98].
- Kampen mod Inflationsfaren. *Politiken*, 5-7-1943, s. 8.
- Bedrift, Erhverv og Samfund*. København: Foreningen til unge Handelsmænds Uddannelse. Handelshøjskolen i København. 201 s. med litteraturliste.
- [Stencileret kompendium].
- Arne Lund: Vejledning i industriel Kalkulation. Kbh. 1943. (Bog anmeldelse). *Nationaløkonomisk Tidsskrift*, bd. 81:456-59.
- Erhvervsøkonomien paa Grundstudierne. Tale ved Aarsfesten den 22. juni 1943. I: *Handelshøjskolen i København. Den handelsvidenskabelige Lærestanstalt: Beretning 1942-43*. København: Foreningen til unge Handelsmænds Uddannelse. s. 5-11.
- Virksomhedernes Prispolitik. I: *Hages Haandbog for Handel og Industri*. (6. Udgave af Hages Haandbog i Handelsvidenskab. Redigeret af Knud Larsen). Bind I. København: G.E.C. Gad. 840 s.; s. 587-616.

1944

- Prisreguleringen i Danmark under Krigen. Tillæg til »Bedrift, Erhverv og Samfund«*. København: Foreningen til unge Handelsmænds Uddannelse. Handelshøjskolen i København. 18 s. [Stencileret kompendium].

1945

- Økonomiske Efterkrigstidsproblemer. Betænkning afgivet af Finansministeriets Udvalg af 30. januar 1943*, 1. Del afsluttet den 1. maj 1945. 176 s. samt bilag 118 s. 2. Del med undertitlen *Engangsskat* afsluttet den 15. august 1945. 127 s. samt bilag 157 s. København.
- [»Professorudvalget« var på dette tidspunkt udvidet med S. Hartogsohn og Jørgen S. Dich].
- Omkring Engangsskattens Problemer. Foredrag i Nationaløkonomisk Forening d. 12. nov. 1945. *Nationaløkonomisk Tidsskrift*, bd. 83:201-17.

Kritiken mod Eengangs-Skatten. *Politiken*, 27-11-1945, s. 9.

Ingen maa have tjent paa Krigen: Engangsskatten en naturlig Følge af Udviklingen under Besættelsen. *Frit Danmark*, 4. Aargang, Nr. 32:10-11.

Han satte Økonomernes Tanker i Sving. *Ingeniøren* 54. Aargang: s. 250.

[Til Ivar Jantzen's 70-Aarsdag. s. 245-258].

Hvad man kan læse af Nationalbankens Balance. *Dansk Arbejde*, 36. Aargang, Nr. 21/22: 210-11.

[Samtale med »Wolmer«, dvs. Wolmer Kristjansen].

1946

Englands Krigsfinansiering. *Fremtiden*, 1. Aargang, Nr. 6: 7-9.

Problemer omkring den økonomiske Genopbygning i Danmark: Afsluttende Foredrag paa Landsforeningen af større Sparekassers Aarsmøde d. 18. September 1946. *Sparekassetidende*, 47. Aargang: 239-43.

1947

Omkring den moderne Pristeori: Foreningen til unge Handelsmænds Uddannelse. Handelshøjskolen i København. København: Einar Harck. 88 s.

[Genudgivelse af artikler fra *Nationaløkonomisk Tidsskrift* 1939.]

Dansk Penge- og Finanspolitik efter Krigens Ophør. *Økonomisk Revy*: 4. Årgången: 91-98.

Ungkarleskatten og de titelløse Forsørgere. *Information*, 30-5-1947.

Lotterilaan de Vises Sten? *Nationaltidende*, 8-9-1947, s. 4.

1948

Pengeteoriens konfrontasjon med etterkrigsproblemerne. I: *Forhandlingerne ved Det nordiske nationaløkonomiske Møde i København den 19. – 21. august 1946*. København: Nielsen & Lydiche. 178 s.; s. 55-59.

[Diskussionsindlæg].

1949

Omkostninger og Prispolitik. (2. udgave). København: Høst & Søn. 384 s. (Foreningen til unge Handelsmænds Uddannelse. Handelshøjskolen i København. Skriftrække A; 4. Driftsøkonomiske Hovedproblemer; V).

[Spansk udg. 1952. 2. udgave genudgivet 1964. København: G.E.C. Gad. (Studier fra Københavns Universitets Økonomiske Institut; Nr. 5)].

1950

Den begravede skat i Holmens Kanal. *Politiken*, 17-1-1950, s. 9.

En økonomisk disputats. *Nationaløkonomisk Tidsskrift*, bd. 88:139-47.

[Hans Brems: Some Problems of Monopolistic Competition].

1951

Effektiv konkurrence. I: *Axel Nielsen til minde*. (Redigeret af C.V. Bramsnæs, Carl Iversen,

Jens Toftegaard, H. Winding Pedersen, F. Zeuthen og Nationaløkonomisk Tidsskrifts redaktør, G. Gammelgaard Jacobsen). København: Nationaløkonomisk Forening. 379 s.; s. 221-243.

[Genudgivet med »Tilføjelse 1974« i Københavns Universitets Økonomiske Instituts blå memoserie; Nr. 25. 23 s.].

Konkurrenceforholdene inden for kalk-, kridt- og mørtelbranchen. København. 48 s. (Trustkommissionens betænkninger, Nr. 1).

[H. Winding Pedersen var formand for trustkommissionen, hvis otte betænkninger blev offentliggjort i perioden 1951 til 1960.

1953

Konkurrencebegrænsning og monopolkontrol. Foredrag i Nationaløkonomisk Forening d. 17. nov. 1953. *Nationaløkonomisk Tidsskrift*, bd. 91:299-314.

Kulbranchens konkurrenceforhold. København. 71 s. (Trustkommissionens betænkninger, Nr. 2).

Foreløbig betænkning vedrørende en lov om konkurrencebegrænsning og monopol. København. 147 s. (Trustkommissionens betænkninger, Nr. 3; Betænkning Nr. 86).

Brev til handelsminister Aage L. Rytter. Bilag til Betænkning over forslag til lov om prisaftaler m.v. *Tillæg B til Rigsdagstidende. Udvalgenes betænkninger m.m.* 104, ordentlige samling 1952-53. Spalte 25.

1954

Planglasbranchens konkurrenceforhold. København. 43 s. (Trustkommissionens betænkninger, Nr. 4; Betænkning Nr. 109).

1955

Hvad koster folkepensionen? *Politiken*, 10-10-1955, s. 14; 11-10-1955, s. 14.

1956

Næringslivets struktur og sammenslutninger I. København: Universitetets Økonomiske Laboratorium. 81 s. (Publikationer fra Universitetets Økonomiske Laboratorium, 7).

1957

Teglværksbranchens konkurrenceforhold. København. 72 s. (Trustkommissionens betænkninger, Nr. 5; Betænkning Nr. 176).

1958

En disputats om priskalkulation og prispolitik. *Nationaløkonomisk Tidsskrift*, bd. 96:133-40. [Bjarke Fog: Priskalkulation og prispolitik].

1959

Cementbranchens konkurrenceforhold og F.L. Smidth-Koncernen. København. 149 s. (Trustkommissionens betænkninger, Nr. 6; Betænkning Nr. 243).

1960

Bryggeribranchen: Konkurrenceforholdene for øl og mineralvand. København. 149 s. (Trustkommissionens betænkninger, Nr. 7; Betænkning Nr. 246).

Oversigt over konkurrencebegrænsninger i dansk erhvervsliv. København. 321 s. (Trustkommissionens betænkninger, Nr. 8; Betænkning Nr. 249).

1961

Ivar Jantzen. *Nationaløkonomisk Tidsskrift*, bd. 99:217-20, s. 21.

[Nekrolog].

Den nye landbrugspolitik. *Politiken*, 15-5-1961, s. 21.

1962

Rom-Unionen og vor økonomiske selvstændighed. Foredrag i Nationaløkonomisk Forening d. 23. okt. 1962. *Nationaløkonomisk Tidsskrift*, bd. 100:189-207.

1963

Danmark og Rom-unionen. *Politiken*, 2-1, s. 12; 4-1, s. 15; 9-1, s. 12.

[Svar af Helge Larsen 15-1. Replik af H. Winding Pedersen 18-1. Svar af J.O. Krag 23-1].

1964

Noter til Pris- og Konkurrence teorien. København: G.E.C. Gad. 42 s. (Memorandum fra Københavns Universitets Økonomiske Institut; Nr. 11).

[Foreløbig stencileret udgave 1962. 83 s.].

1965

Industriens struktur og sammenslutninger. Oslo: Universitetsforlaget. 219 s. (Studier fra Københavns Universitets Økonomiske Institut; Nr. 7).

1966

En disputats om produktionsmodeller. *Nationaløkonomisk Tidsskrift*, bd. 104:154-70.

[Sven Danø: Industrial Production Models].

1969

Strukturproblemer i den højere uddannelse. Et bidrag til den danske debat om samfundsvidenskabelige og andre studier. *Nordisk Forum. Tidsskrift for universitets- og forskningspolitik*, 4. årgang: 98-107.

[Svar til Bernhard Gomard].

Disposition og litteraturliste til mikro teori II. (Gennemgangen 1968^l). København: G.E.C. Gad. 26 s. (Memorandum fra Københavns Universitets Økonomiske Institut; Nr. 23).

Oligopol, priskalkulation og inflation – en oversigt. I: *Aktuelle økonomiske problemer: Festskrift til Carl Iversen.* (Redigeret af Kristian Møller, P. Nyboe Andersen, Svend Andersen, Jørgen H. Gelting, Erik Hoffmeyer, H. Winding Pedersen, Kjeld Philip, Erik Ib Schmidt,

Erling Olsen og Anders Ølgaard). København: Nationaløkonomisk Forening, 379 s.; s. 179-205.

[Genudgivet 1974 i Københavns Universitets Økonomiske Instituts blå memoserie; Nr. 21].

1971

Varedistributionens struktur og omkostninger. København: G.E.C. Gad. 182 s. (Studier fra Københavns Universitets Økonomiske Institut; Nr. 16).

Struktur og strukturrationalisering. Oversigt over problemstillingen. I: *Strukturproblemer i erhvervslivet*. (Redigeret af H. Winding Pedersen og Kjeld Scherfig). København: G.E.C.

Gad. 247 s.; s. 9-26. (Studier fra Københavns Universitets Økonomiske Institut; Nr. 18).

[Genudgivet 1974 i Københavns Universitets Økonomiske Instituts blå memoserie; Nr. 35].

Jens Toftegaard. *Nationaløkonomisk Tidsskrift*, bd. 109:125-8.

[Nekrolog].

1972

Om internationale koncerner. *Nationaløkonomisk Tidsskrift*, bd. 110:1-26.

1973

Debat om Økonomisk Demokrati. *Berlingske Tidende*, 12-2-1973, s. 6.

1974

Vertikale prisrelationer. København. 26 s. (Københavns Universitets Økonomiske Instituts blå memoserie; Nr. 30).

1976

Træk af pris- og konkurrence teorien. København: Akademisk Forlag. 195 s. (Københavns Universitets Økonomiske Institut. Memorandum nr. 32).

[Indeholder *Vertikale prisrelationer* fra 1974].

L. V. Birck. I: *Danske økonomer. Festskrift i anledning af Socialøkonomisk Samfunds 75 års jubilæum*. (Redigeret af Jørgen Peter Christensen og Niels Kærgård). København: Samfundsvidenskabeligt Forlag. 544 s.; s. 249-277.

1977

Prisregulering og velfærdsteori. *Nationaløkonomisk Tidsskrift*, bd. 115:157-74.

1982

Et blik på fortiden – hvad ville man med politstudiet? *Nationaløkonomisk Tidsskrift*, bd. 120: 88-97.

1985

Prisregulering mod monopolmagt: Nogle hovedproblemer. København: Jurist- og Økonomforbundets Forlag. 264 s. med litteraturliste. (Studier fra Københavns Universitets Økonomiske Institut; Nr. 29).

1987

Modernisering af monopolloven? *Nationaløkonomisk Tidsskrift*, bd. 125:20-32.

Gensyn med fortiden. *Nationaløkonomisk Tidsskrift*, bd. 125:257-271.

[Niels-Henrik Topp: Udviklingen i de finanspolitiske ideer i Danmark 1930-1945].

Afkast og risiko ved aktieinvesteringer på kort og lang sigt

Steen Nielsen og Ole Risager

Institut for Nationaløkonomi, Handelshøjskolen i København. E-mail: Sn.eco@cbs.dk og Or.eco@cbs.dk

SUMMARY: This paper describes the return and risk characteristics of the Danish stock market over the past 75 years. In the short term, stocks are highly risky, and the relatively high return can therefore be seen as a compensation for risk. In the long term, risk increases less than the return prospect reflecting the fact that periods of low returns tend to be followed by periods of high returns at the Danish stock market. Due to this mean reversion tendency, stock investments are more attractive for long-term investors than for short-term investors. Mean reversion is stronger in Denmark than in the U.S.

1. Indledning

Formålet med denne artikel er at give et oversigtsbillede af afkast og risici ved investering i danske aktier over en lang historisk periode. Da debatten især har fokuseret på risikoen (defineret ved standardafvigelse/varians på afkast) ved langsigtede kontra kortsigtede investeringer, vil papiret særligt koncentrere sig om dette tema, der herhjemme først blev taget op af Christiansen og Lystbæk (1994). Det skyldes også, at afkastforholdene er rimeligt veldokumenterede og mindre kontroversielle. Eksempelvis har alle undersøgelser fundet, at markedsporteføljen af danske såvel som udenlandske aktier over lange historiske perioder har givet et højere gennemsnitligt afkast end andre placeringer som f.eks. obligationer, hvilket naturligvis ikke udelukker perioder med højere afkast på obligationer end på aktier. Der er også bred enighed om, at aktier på kort sigt er meget mere risikable end obligationer, og at merafkastet derfor blandt andet afspejler en risikopræmie.

Det kontroversielle vedrører risikoen ved langsigtede placeringer. Spørgsmålet er, om en veldiversificeret aktieportefølje er ligeså risikabel på lang sigt, som på kort sigt

Indholdet af dette papir er præsenteret på et møde for investeringschefer i danske pensionskasser hos JØP, i Nationalbankens studiekreds, på Arne Ryde-workshoppen ved Lunds Universitet samt i seminarrækken på Department of Economics, George Washington University, Washington D.C. En særlig tak for konstruktive kommentarer rettes til Eric Bentzen, Michael Bradley, Hugo Frey Jensen, Don O. Parsons, Jens Thomsen og Erik Veedfald. Vi er naturligvis eneansvarlige for indholdet. Statens Samfundsvidenskabelige Forskningsråd takkes for finansiel støtte. Tak til Christoffer Koch Sørensen for forskningsassistance.

eller om risikoen i forhold til forventet afkast aftager med investeringshorisonten? I relation til denne problematik findes der både i den danske og internationale debat to opfattelser. På den ene side er der dem, der mener, at aktieafkast er tidsmæssigt uafhængige. Dette bygger ofte på en opfattelse af, at aktiemarkedet er efficient (aktiekurserne afspejler rationelt den aktuelle information), og at ny information om virksomhederne er uafhængig af aktiekurserne. Konsekvensen af uafhængige afkast er, at det højere afkast, der kan opnås ved en længere investeringsperiode, udlignes af større risiko, således at langsigtet investering ikke har gunstigere afkast i forhold til risiko end kortsigtet investering. På den anden side høres ofte den indvending, at dårlige år på aktiemarkedet sædvanligvis efterfølges af gode år og vice versa, hvilket fører til, at aktieinvestering er mindre risikabel på lang end på kort sigt. Denne vurdering baseres altså på, at aktieafkast ikke er uafhængige, men derimod negativt seriekorrelerede. Dette fænomen kaldes i den engelsksprogede litteratur *mean reversion*, hvilket henviser til, at ekstreme aktiekurser har tendens til at blive trukket tilbage mod normale tilstande. Ofte tolkes denne type resultater i retning af markedsinefficiens.¹ F.eks. kan det være udtryk for, at aktiekurserne i kortere perioder systematisk afviger fra deres fundamentale værdier. Det kan skyldes »hysteriske« overreaktioner, modestrømninger og irrationelle forventninger.

Artiklen indeholder nye resultater, der har betydning for debatten om afkast og risiko ved aktieinvestering på kort og lang sigt. Afsnit 2 beskriver de danske data og modellerne for aktieafkast. I afsnit 3 testes formelt, om der er mean reversion på det danske marked. Afsnit 4 refererer beslægtede danske undersøgelser, medens afsnit 5 konkluderer.

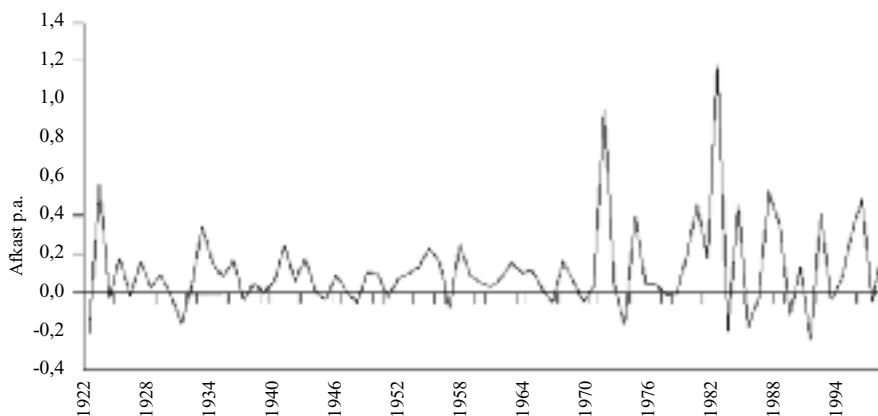
2. Afkast og risiko: Et overblik

Dette afsnit giver et overbliksbillede over afkast og risiko ved aktieinvesteringer i Danmark. Vi fokuserer både på det korte sigt, defineret som en tidshorisont på 1 år, og på det mellemlange og lange sigt, defineret ved 5, 10 og 20 års investeringshorisonter. Data dækker perioden fra 1922 til 1999 og omfatter i hele perioden 60-70% af den samlede markedsværdi, hvorfor aktieafkastene er repræsentative for markedsporteføljen.²

Det 1-årige afkast består af to komponenter, nemlig udbytteafkast og kapitalgevinst begge opgjort før skat. Da det er mest hensigtsmæssigt at operere med logaritmiske afkast, vil vi gennem hele papiret måle det 1-årige afkast som logaritmen til 1 plus det årlige afkast, hvilket er det mest almindelige i litteraturen og uden betydning for kon-

1. At man ikke nødvendigvis kan drage denne slutning understreges eksempelvis af Cecchetti, Lam og Mark (1990).

2. Aktieafkastene i nærværende studium er offentliggjort i Nielsen og Risager (2000). Heri findes endvidere en beskrivelse og dokumentation af aktieafkastene og andre historiske tidsserier for Danmark. Data kan fås i elektronisk form ved henvendelse til forfatterne.



Figur 1. 1-årige nominelle aktieafkast, 1922-99.

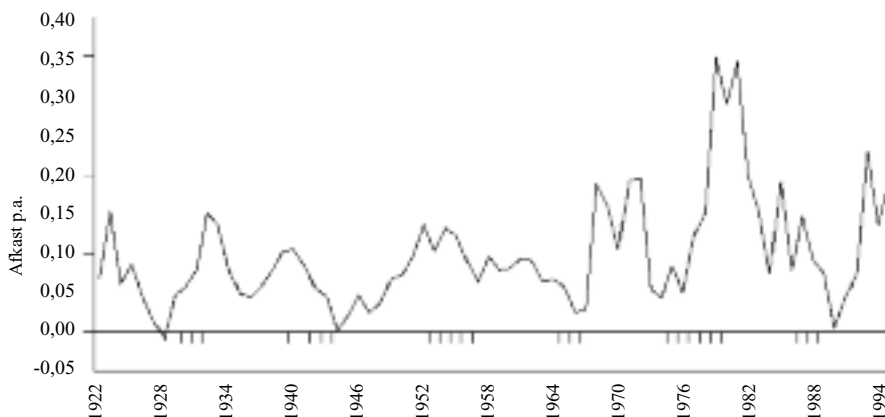
klusionerne. Analogt hertil defineres eksempelvis det 5-årige afkast som logaritmen til den formue, man har opnået ved at holde en aktieportefølje i 5 år og løbende geninvestere udbyttet. I papiret anvendes overlappende afkast, således at eksempelvis det første 5-årige afkast dækker perioden ultimo 1921 til ultimo 1926, dvs. årene 1922-26. Det næste dækker perioden ultimo 1922 til ultimo 1927, dvs. årene 1923-27 etc. Vi skelner mellem nominelle og reale afkast, hvor de sidste er renset for udviklingen i forbrugerprisindekset, se Nielsen og Risager (1999) for en nærmere beskrivelse af definitioner og data.

2.1 Om afkast og risikoen for at tabe penge på kort og lang sigt

Selvom det naturligtvis er det reale afkast, der er af størst interesse ud fra en økonomisk synsvinkel, kan der alligevel være grund til meget kort at beskrive udviklingen i det nominelle afkast på markedet. Det 1-årige nominelle afkast er vist i figur 1. Det gennemsnitlige 1-årige log-afkast er på 9,3% over perioden 1922-1999. Men figuren viser også, at markedsafkastet har udvist en stigende trend for så vidt som det gennemsnitlige afkast klart er steget hen mod slutningen af perioden. Desuden er det tydeligt, at volatiliteten er vokset. Så selvom aktiemarkedet altid har været meget risikabelt på kort sigt, ser det altså ud til, at det i nyere tid er blevet endnu mere volatilt.³ I den forbindelse er det interessant at notere, at ud af de 78 år, der er illustreret i figur 1, er der 23 år med negativt afkast. Det svarer til en andel på godt 29 %.

Medens investorer altså ofte har tabt penge på kortsigtede aktieinvesteringer, er billedet noget anderledes, når man ser på længerevarende placeringer. I tilfældet med 5-

3. Sharpe-ratio (gennemsnitligt afkast divideret med standardafvigelse) for de nominelle afkast er klart mindre i perioden efter 1983.



Figur 2. 5-årige nominelle aktieafkast, 1922-95.

årige investeringer viser figur 2, at afkastet kun har været negativt én gang i denne lange periode. Det var ved en investering ultimo 1927, dvs. i årene 1928-32, der dækker over perioden med et af de største finansielle kollaps nogensinde, nemlig Wall Street krakket og den verdensomspændende børskrise. Opgjort pro anno var det logaritmiske 5-årige afkast ultimo 1927 på -0,8%, hvilket trods alt må siges at være et beskedent tab.

I et 10-årigt perspektiv har markedet aldrig givet et negativt nominelt afkast, se figur 3. Ikke overraskende gælder denne konklusion også for 20-årige aktieinvesteringer. Investorer, der har haft en tidshorisont på mere end 5 år og som har investeret i markedsporteføljen af aktier, har altså aldrig tabt penge på investeringerne.

Lad os dernæst se på aktiemarkedets reale afkast. Vi begynder med det 1-årige afkast og kan i den forbindelse konstatere, at markedsporteføljen i 30 ud af 78 tilfælde har givet et negativt årligt realafkast, hvilket svarer til godt og vel en tredjedel af perioden, se tabel 1. Det værste år er 1974, hvor afkastet er på -32,7%. Det skyldes dels, at aktiemarkedet klarede sig meget dårligt i 1974 (grundet store udenlandske råvareprisstigninger og markante indenlandske lønstigninger) og dels en relativt høj inflation, der i sig selv reducerer den reale forrentning.

Blandt de 5-årige aktieafkast har 14 ud af 74 været negative, hvilket altså svarer til et negativt resultat i 19% af tilfældene. 10-årige aktieinvesteringer har kun i 3 ud af 69 tilfælde givet et negativt realafkast. Det var ultimo 1938, 1961 og 1972. I ingen af disse år var tabene dog særligt store – de var alle mindre end 1% pro anno. Det betyder altså, at det reale formuetab har været på mindre end 10%. Bemærk også, at den 10-årige investering foretaget ultimo 1973 (indeholdende katastrofeåret 1974) ikke er med blandt de negative langsigtinvesteringer. Investorer, der valgte at bibeholde akti-



Figur 3. 10-årige nominelle aktieafkast, 1922-90.

erne på trods af det elendige 1974, endte med en realforrentning på ikke mindre end 7,1% pro anno. Endelig skal det nævnes, at der ikke kan registreres negative afkast for 20-årige investeringer. Det betyder altså, at langsigtede investorer, der begyndte at spare op i markedsporteføljen i et hvilket som helst år mellem 1924 og 1978, alle har oplevet en positiv realvækst i aktieporteføljens værdi. Den gennemsnitlige reale bruttoforrentning for de lange investeringer har været ganske pæn, nemlig på 4,3% pro anno spændende over intervallet (0,8%;10,9%). Bemærk, at for pensionskasser er denne forrentning også den reale efter-skat-forrentning, da de gennem hele perioden har været friholdt for skat på aktieafkast.

Disse iagttagelser tyder på, at investering i markedsporteføljen er mindre risikabel på lang sigt end på kort sigt. Der er altså en tendens til, at markedet efter nogle voldsomme nedture eller en række sure år har rettet sig, således at det på sigt ikke er gået så galt. Dette er konsistent med mean reversion-hypotesen, men kan også på det kvalitative plan være konsistent med random walk-modellen under forudsætning af, at den underliggende vækst/drift i markedet er stærk nok til at opveje tilbageslagene. I det næste afsnit gives en beskrivelse af random walk-modellen.

2.2 Random walk-modellen

Det kumulerede aktieafkast, X_{t+k} , der følger med at investere 1 kr i markedsporteføljen i k perioder og geninvestere udbyttet, er givet ved (1), idet R_{t+1} betegner det årlige afkast i periode $t + 1$. Ved at tage logaritmen til (1) fås (2), hvor det noteres at små bogstaver betegner logaritmiske værdier. Det ses, at logaritmen til formuen efter k perioder blot er summen af afkastene i de mellemliggende perioder. Tilsvarende er logaritmen til formuen efter 1 periode lig med periodens afkast. Antag nu at 1-periode

Tabel 1. Antal gange det k-årige afkast har været negativt^(a), 1922-99.

<i>k</i>	Antal negative realafkast (antal observationer)	Faktiske andel (%)	Forventet andel under R.W. (%)		Dårligste år (pro-anno afkast)
			Normal	Empirisk	
1-årige aktieafkast	30 (78)	38 %	38 %	38 %	Ultimo 1973 (-32,7%)
5-årige aktieafkast	14 (74)	19 %	25 %	26 %	Ultimo 1973 (-6,1%)
10-årige aktieafkast	3 (69)	4 %	17 %	17 %	Ultimo 1972 (-0,6%)
20-årige aktieafkast	0 (59)	0 %	8 %	8 %	Ultimo 1959 (+0,8%)

Note: (a) Tallene refererer her til markedsporteføljen af aktier.

afkastet, r_{t+1} , er givet ved en konstant, μ , plus et led, ϵ , der opfører sig som hvid støj, se (3). Det betyder, at det årlige afkast ændrer sig tilfældigt over tiden. Det indebærer, at forventningen til afkastet er konstant og dermed upåvirket af historisk information. Det er altså ligegyldigt om markedet i de foregående år er steget (faldet) kraftigt – det forventede afkast er stadig det samme. Endelig er variansen på 1-periode afkastet lig σ^2 , men kan også være tidsvarierende, jvf. senere.

$$X_{t+k} = (1 + R_{t+1}) (1 + R_{t+2}) \cdots (1 + R_{t+k}) \quad (1)$$

$$x_{t+k} = r_{t+1} + r_{t+2} + \cdots + r_{t+k} \quad (2)$$

$$r_{t+1} = \mu + \epsilon_{t+1} \quad (3)$$

$$E(\epsilon_t) = 0, \text{cov}(\epsilon_t, \epsilon_s) = \begin{cases} 0 & \text{for } t \neq s \\ \sigma^2 & \text{for } t = s \end{cases}$$

Ved at substituere (3) ind i (2) fås (4). V.h.a. (4) er det let at vise, at formuen efter k perioder opfører sig som en random walk med drift i den forstand, at ændringen, $x_{t+k} - x_{t+k-1}$, er ukorreleret over tid, se (5). Den forventede værdi af k -periode formuen dannet på tidspunkt t er derfor lig k gange det forventede 1-periode afkast, μ , jvf. (6). Under random walk-hypotesen forventes formuen altså at vokse lineært over tiden, medens svingningerne omkring trenden er vilkårlig. Bemærk desuden, at variansen på k -

periode formuen vokser lineært med en faktor k . Derimod vokser standardafvigelsen kun med \sqrt{k} , dvs. væsentligt langsommere.

$$x_{t+k} = k\mu + \epsilon_{t+1} + \epsilon_{t+2} + \dots + \epsilon_{t+k} \quad (4)$$

$$x_{t+k} = \mu + x_{t+k-1} + \epsilon_{t+k} \quad (5)$$

$$E(x_{t+k}) = k\mu, \quad \text{var}(x_{t+k}) = k\sigma^2 \quad (6)$$

2.3 Om risikoen for at tabe penge ifølge random walk-modellen

Da den forventede (logaritmiske) formue ifølge random walk-modellen vokser lineært med tiden, medens standardafvigelsen kun vokser med en faktor, der er lig kvadratroden af tiden, følger det, at trenden bliver den dominerende faktor på lang sigt, medens volatiliteten som regel er dominerende på kort sigt. Heraf følger det intuitivt, at sandsynligheden for at tabe penge er aftagende med investeringshorisonten, hvilket på det kvalitative plan er i overensstemmelse med data.

Spørgsmålet er dernæst, om random walk-modellen også passer kvantitativt? For at nærme os svaret på dette spørgsmål antages det indledningsvist, at 1-periode afkastet er normalfordelt. Bemærk, at den logaritmiske formulering i princippet tillader 1-periode afkastene at ligge i hele intervallet $(-\infty, +\infty)$. Når man ser bort fra de ekstremt gode år 1972 og 1983, kan man statistisk set acceptere normalfordelingsantagelsen. Det gælder derfor, at $\text{Prob}(x_{t+1} < 0)$ er ækvivalent med $\text{Prob}((x_{t+1} - \mu)/\sigma < -\mu/\sigma)$.⁴ For hele stikprøve-perioden er det gennemsnitlige reale, årlige afkast lig 5,55 %, medens standardafvigelsen er 18,01%. På baggrund af disse estimater kan man beregne, hvor ofte markedet ifølge random walk-modellen vil generere negative afkast. Forudsigelsen er, at 38 % af 1-periode afkastene vil være negative, hvilket er i overensstemmelse med virkeligheden, se tabel 1. Ifølge random walk-modellen og normalfordelingsantagelsen er sandsynligheden for at få et negativt k -periode afkast, $\text{Prob}(x_{t+k} < 0)$, hvilket er ækvivalent med $\text{Prob}((x_{t+k} - k\mu)/k^{0,5}\sigma < -k\mu/k^{0,5}\sigma)$. Heraf følger det, at 25% af 5-periode afkastene skal være negative, men dette overstiger den faktiske andel, der er 19%. Random walk-modellen indebærer desuden, at 17% af de 10-årige afkast skal være negative, medens den faktiske andel kun er 4%. Endelig bør hele 8% af de 20-årige afkast være negative, hvilket står i skarp kontrast til, at der endnu aldrig er konstateret tab på denne horisont.⁵

4. Bemærk, at sandsynligheden for at have mistet noget af den investerede krone 1 år efter investeringen er påbegyndt svarer til sandsynligheden for at 1-periode afkastet er negativt, dvs. $\text{Prob}(x_{t+1} < 0)$.

5. Dette betyder dog næppe, at sandsynligheden for et negativt, fremtidigt 20-årigt afkast er præcis nul, men blot at den er meget lille.

En afgørende forudsætning bag ovennævnte beregninger er estimatet på Sharpe-ratioen μ/σ , der er lig 0,308. Det er klart, at desto højere afkastet er i.f.t. risikoen, desto større betydning får trenden i.f.t. volatiliteten. Det er derfor vigtigt at nævne, at selv med en Sharpe-ratio, der er 20 % højere, er random walk prædiktionerne for pessimistiske i forhold til de historiske data. Random walk-modellen synes derfor i kombination med normalfordelingsantagelsen at overdrive den langsigtede risiko.

Da normalfordelingsantagelsen som nævnt ovenfor ikke helt er opfyldt, er der grund til at se nærmere på betydningen af denne forudsætning. Lad os derfor erstatte den med en antagelse om, at de årlige afkast er fordelt omkring middelværdien på samme måde som i den historiske stikprøve. Antagelsen om afkastenes uafhængighed bevares ved at konstruere et udtræk fra stikprøvefordelingen, hvor hver enkelt observation i stikprøven tildeles samme sandsynlighed for udtrækning, dvs. at eventuelle tidsmæssige mønstre i data ikke optræder i det konstruerede udtræk. På basis af et sådant udtræk af 200.000 tidsserier med hver 78 observationer kan frekvensen af tab beregnes ved forskellige horisonter under random walk-modellen med den empiriske fordeling. Resultatet er vist i femte kolonne i tabel 1. Tabellen viser, at de to udgaver af random walk-modellen med henholdsvis normal- og empirisk fordeling stort set giver ens resultater. Derfor må man sige, at det altså ikke er normalfordelingsantagelsen, der får random walk-modellen til at tage fejl. I stedet synes problemet at være, at modellen ikke tager hensyn til den tidsmæssige struktur i data.

Lad os dernæst diskutere betydningen af de meget gunstige aktieår, hvor vi specielt tænker på 1972 og 1983. Det er klart, at meget gode år trækker i retning af, at vi får relativt mange fler-periode afkast, der er store. Da de gode år imidlertid til dels afspejler meget dårlige år forinden, vil det næppe være rimeligt at sige, at de skal udelades fra beregningerne. Rekordåret 1983 må således blandt andet fortolkes som en reaktion på de elendige 1970'ere. I 1982/83 ændres den makroøkonomiske strategi for både finans- og valutakurspolitikken, se Andersen og Risager (1988), hvilket resulterer i et stort rentefald samt i større optimisme og risikovillighed.⁶ Da dette regimeskift kun kan forstås på baggrund af den økonomiske udvikling i årene forinden, må 1983 betragtes som en del af markedets historie, ligesåvel som 1970'erne er det. Selvom historien sjældent gentager sig helt eksakt, kan vi også i fremtiden komme ud for parallelle forløb med en række sure år, der delvist hænger sammen med en ubalanceret økonomisk politik og dermed forbundne rekordhøje renter og lønstigninger og så efterfølgende en genopretning, der sender aktiemarkedet op. M.h.t. 1972 gælder det, at meget af opgangen i dette år kan tilskrives vores indtræden i EF. Men da vi i fremtiden kan komme ud for tilsvarende positive stød f.eks. i form af en indtræden i ØMUen, vil det også være urime-

6. Realrenteafgiften indføres desuden med virkning fra 1984, hvilket gjorde aktier mere interessante for de institutionelle afgiftspligtige investorer.

ligt helt at se bort fra dette år. I den sammenhæng kan det iøvrigt oplyses, at selvom vi kun medtager en tredjedel af 1972-afkastet i beregningerne, så fås stadig resultater, der tyder på, at random walk-modellen er for pessimistisk i forhold til de afkast, vi kan måle i virkelighedens verden.

Når random walk-modellen synes at overdrive risikoen på længere sigt, hænger det sammen med antagelsen om, at 1-periode afkastene er ukorrelerede, jvf. omtalen af støjleddet i (3). I relation til det danske marked er det således relativt enkelt at vise, at der er en tendens til negativ seriekorrelation, at denne tendens som hovedregel er statistisk signifikant ved sædvanlige signifikansniveauer, og at tendensen er stærkest i nyere tid, hvilket vi skal dokumentere i næste afsnit. Inden da skal vi kort forklare betydningen af negativ seriekorrelation i afkastprocessen. Så lad os se på konsekvensen af, at 1-periode afkastene opfører sig som en simpel AR(1) proces med negativ seriekorrelation, se (7), hvor parameteren α er positiv, men mindre end 1, medens den i random walk-tilfældet antages at være lig 0.

$$r_{t+1} = \mu - \alpha r_t + \epsilon_{t+1}, \quad 0 < \alpha < 1 \quad (7)$$

Det følger umiddelbart, at hvis foregående periodes afkast, r_t , var meget højt, trækker dette i retning af et mindre positivt afkast i denne periode, hvilket dog kan opvejes af et positivt stød, ϵ_{t+1} . Der er således tendens til, at gode (dårlige) år efterfølges af dårlige (gode). Aktieafkastene er dog på grund af det stokastiske element ikke enkle at forudsige, så mean reversion gør det ikke særligt meget lettere at time markedet. Det skal dog bemærkes, at hvis markedet i en årrække har klaret sig ekstraordinært godt, som det danske gjorde i perioden 1995-97, vil en model med mean reversion typisk give anledning til en nedjustering af forventningerne, hvilket også er en vigtig forklaring på, at Olesen og Risager (1999) forudsiger, at det 5-årige aktieafkast vil være beskedent i årene 1998-2002.

Statistisk set identificeres mean reversion-hypotesen med negativ seriekorrelation i afkastprocessen, hvilket giver anledning til, at variansen på k -periode afkastet ikke vokser lineært med tiden men med en faktor, der er mindre. Dette er den grundlæggende ide i variance-ratio testet, se (8). I variance-ratio testet indgår i tælleren variansen på k -periode afkastet divideret med k og i nævneren variansen på 1-periode afkastet. Under random walk hypotesen vil test-statistikken være lig 1, jvf. (8), medens den vil være mindre end 1 under mean reversion-hypotesen. Endelig er der muligheden for mean aversion, dvs. at variansen vokser hurtigere end tiden. I så fald er test-statistikken større end 1.⁷

7. Dette fænomen forekommer til tider i høj-frekvente data (minut-, time-, dag-, uge-, månedsafkast).

$$VR(k) = \frac{\text{var}(x_{t+k})/k}{\text{var}(x_t)} = \begin{cases} = 1 & \text{under random walk} \\ < 1 & \text{under mean reversion} \\ > 1 & \text{under mean aversion} \end{cases} \quad (8)$$

I tilfældet med mean reversion vokser variansen på k -periode afkastet altså mindre hurtigt end tiden. Hvis det forventede k -periode afkast følger tidstrenden, vil variansen per afkastenhed set over investeringshorisonten være aftagende. Det er i denne forstand, at der er tale om tidsdiversifikation.

3. Beregning af varianser og variance-ratio tests af random walk-modellen

Da måden at beregne varianser på er af stor betydning for diskussionen af kortsigtet versus langsigtet risiko, følger der her en gennemgang af dette emne. Variansen på det 1-årige afkast kan estimeres ved

$$\sigma_{k=1}^2 = \frac{1}{T-1} \sum_{t=1}^T \left[x_t - x_{t-1} - \frac{1}{T} (x_T - x_0) \right]^2, \quad (9)$$

hvor $x_t - x_{t-1}$ blot er 1-periode afkastet fra $t-1$ til t , jvf. (2) og hvor $(1/T)(x_T - x_0)$ er det estimerede gennemsnitsafkast, idet vi har T afkast. Bemærk at der divideres med $T-1$ uden for parantesen for at få et unbiased estimat.

Medens formel (9) er velkendt, er det mere kompliceret at estimere variansen på de langsigtede afkast. Vi begynder med at se på 2-periode afkastet. Da vi bruger overlappende observationer kan vi konstatere, at vi har $T-1$ observationer. Det er derfor nærliggende at tro, at variansen kan estimeres ved

$$\frac{1}{T-2} \sum_{t=2}^T \left[x_t - x_{t-2} - \frac{2}{T} (x_T - x_0) \right]^2,$$

men dette estimat undervurderer variansen. I en vigtig artikel af Cochrane (1988) vises det, at man skal multiplicere ovennævnte udtryk med en faktor $T/(T-1)$ for at få et unbiased estimat under H_0 hypotesen, at den underliggende datagenererende proces er en random walk. Bemærk desuden, at det, der indgår i formlen, er 2-periode afkastet, $x_{t+1} - x_{t-1}$ etc. Det er altså ikke det annualiserede 2-periode afkast, der fås ved at dividere ovenstående med en faktor 2. Når denne detalje fremhæves, er det fordi, at anvendelsen af annualiserede afkast (der er gennemsnit) fører til en undervurdering af variansen, fordi gennemsnit udglatter data.⁸

8. I Christiansen og Lystbæk (1994) anvendes annualiserede afkast. Herved kommer man til at signalere, at variansen er aftagende over investeringshorisonten, jvf. figur 2 og 3 i deres papir, hvilket generelt er forkert, jvf. også Nielsen og Risager (1999).

Tabel 2. Varians på k-års reale aktieafkast, 1921(x_0)-1999(x_T).

$k=1$	$k=2$	$k=3$	$k=4$	$k=5$	$k=10$
0,032	0,049	0,067	0,085	0,099	0,145

For det generelle k-periode tilfælde er variansestimatorene givet ved

$$\hat{\sigma}_k^2 = \frac{T}{(T-k)(T-k+1)} \sum_{t=k}^T \left[x_t - x_{t-k} - \frac{k}{T} (x_T - x_0) \right]^2, \quad (10)$$

Det bemærkes, at korrektionsfaktoren $T/(T-k+1)$ er ganske betragtelig for langsigtede afkast i endelige stikprøver. Når stikprøven bliver meget stor, aftager betydningen af korrektionsfaktoren.

Med udgangspunkt i det anvendte datasæt og i formel (10) er varianserne estimeret i tabel 2.

En 1-årig varians på 0,032 (afrundet) giver en standardafvigelse på 0,180. For denne periode er det gennemsnitlige reale afkast lig 0,056. For at give en ide om betydningen af estimatet på afkast og standardafvigelse kan det noteres, at med normalfordelingsforudsætningen er 95% konfidensintervallet givet ved (-0,297; +0,409). Her er det vigtigt at understrege, at normalfordelingsantagelsen kun er approksimativt korrekt. Desuagtet dette forhold, kan vi notere, at der er tale om et meget bredt bånd, der viser at markedet er meget risikabelt på kort sigt. Omregnet til afkast i naturlige enheder (i modsætning til log-afkast) modsvarer det venstre ben et afkast på -25,70%. Aktiemarkedet har kun én gang i historien givet et ringere afkast, nemlig i 1974. Omregnet til naturlige enheder modsvarer højre ben et afkast på 50,53%, der kun er overgået i 1972 og 1983.

Variansen på 2-års sigt er langt mindre end to gange 1-periode variansen, hvilket tyder på mean reversion, jvf. senere. Under forudsætning af, at det forventede 2-periode afkast er to gange 1-periode afkastet bliver det approksimative 95 % konfidensinterval (-0,322; +0,546). Hvis vi betragter det venstre ben som et estimat på tabsrisikoen, noteres det, at risikoen på en 2-årig investering kun er marginalt større end risikoen på en 1-årig investering. Det indebærer, at hvis det er gået rigtig skidt det første år, så har risikoen ved at blive på markedet endnu et år været meget ringe.

Konfidensintervallet på 5-årigt sigt er (-0,337; +0,897), hvilket igen kun er vejledende, da normalfordelingsantagelsen ikke er helt korrekt. Igen er der altså en tendens til en ret begrænset stigning i tabsrisikoen i.f.t. 1-års investeringen, medens gevinstmulighederne er vokset enormt. Endelig er det interessant at notere, at tabsrisikoen på 10-årigt sigt tilsyneladende er mindre end på det 1-årige sigt, men da der er knyttet meget stor usikkerhed til beregningerne for de lange horisonter, vil vi ikke formelt teste disse forskelle.

Tabel 3. Variance-ratio tests på reale aktieafkast, 1922-99.

	Investeringshorisont (år)		
	2	3	4
Variance Ratio ($\hat{\sigma}_k^2 / k\hat{\sigma}_1^2$)	0,75	0,69	0,66
Teststatistik under heteroskedasticitet (normalfordelt)	-1,88	-1,53	-1,34
Prob. værdi	0,06	0,13	0,18

Konklusionen på disse betragtninger er følgende: Medens det synes rimeligt at antage, at k -periode afkastet vokser lineært med tiden, peger variansestimaterne på, at risikoen ikke vokser lineært, men at der er en afbøjning i risikoen. Risiko-afkast forholdet synes derfor at være aftagende over tiden. Selvom denne tendens er klar, er spørgsmålet dog, om den statistisk er stærk nok til at forkaste random walk-hypotesen.

I relation hertil er det vigtigt at notere, at afkastprocessen synes at udvise større volatilitet henimod slutningen af perioden. Testet vi rapporterer nedenfor korrigerer for denne tendens til heteroskedasticitet, jvf. iøvrigt også omtalen af regimeskift-modellen i næste afsnit. Med korrektionen for heteroskedasticitet bliver det sværere at falsificere random walk-hypotesen, se også Risager (1998).

Tolkningen af tabel 3 afhænger i nogen grad af det valgte signifikansniveau. Hvis man vælger et 10% signifikansniveau, leder tabellen til afvisning af random walk hypotesen for en investeringshorisont på 2 år. En 2-årig investering er altså mindre risikabel end to gange risikoen på en 1-årig investering. Med dette signifikansniveau er der således en statistisk signifikant tendens til, at dårlige (gode) år afløses af gode (dårlige) år, mens afgørelsen ved et 5% signifikansniveau er mere hårfin. Når man tester på 3- og 4-årige horisonter, er resultaterne ikke så klare. På 3-årigt sigt kan vi forkaste random walk på 13%-niveauet og på 4-årigt sigt på 18%-niveauet. I sidste tilfælde betyder dette, at hvis man forkaster random walk-hypotesen, er der 18% risiko for, at man forkaster en sand model.

Til sammenligning kan nævnes, at variance ratios for det reale afkast på NYSE er henholdsvis 0,97, 0,87 og 0,75 på 2, 3 og 4 års horisonterne, se Poterba og Summers (1988). Resultaterne viser, at der er meget mere negativ seriekorrelation i de danske data. Man skal derfor ikke uden videre overføre resultater/konklusioner fra USA til Danmark.

Den kraftige indikation på mean reversion på den 2-årige horisont hænger sammen med, at der er en signifikant tendens til første ordens negativ seriekorrelation i data. For at give et eksempel på dette kan vi kort referere resultaterne af at estimere en

Tabel 4. Ljung-Box Autokorrelation Test af 1-årige reale afkast i Danmark og USA (S&P-500)(a), (b).

Forsinkelse (lag)	Danmark			USA		
	Autokorrelation koefficient	S.E.	Ljung-Box statistik	Autokorrelation koefficient	S.E.	Ljung-Box statistik
1	-0,262	0,116	5,56[0,02]	0,048	0,093	0,27[0,61]
2	0,025	0,125	5,61[0,06]	-0,160	0,093	3,21[0,20]
3	-0,005	0,126	5,61[0,13]	0,096	0,096	4,28[0,23]
4	-0,038	0,126	5,73[0,22]	-0,040	0,097	4,47[0,35]
5	-0,093	0,126	6,47[0,26]	-0,053	0,097	4,79[0,44]
6	0,072	0,126	6,92[0,33]	0,014	0,097	4,81[0,57]
7	-0,164	0,127	9,29[0,23]	0,139	0,097	7,04[0,42]
8	0,256	0,129	15,15[0,06]	-0,109	0,099	8,41[0,39]
9	-0,192	0,135	18,47[0,03]	-0,024	0,100	8,47[0,49]
10	0,125	0,141	19,90[0,03]	0,051	0,100	8,77[0,55]
11	0,011	0,146	19,91[0,05]	-0,144	0,102	11,14[0,43]
12	-0,071	0,146	20,39[0,06]	-0,097	0,102	12,22[0,43]

Noter: (a) Ljung-Box statistik = $N(N+2) \sum_{k=1}^m \frac{\rho^2(k)}{N-k}$, hvor N er antal observationer i stikprøven, $\rho(k)$ er autokorrelationen med forsinkelse(lag) k . Tallene i firkantede parenteser er sandsynlighedsværdier. (b) Reale afkast for årlige S&P-500. Observationer fra 1872-1986; kilde: Mills (1993).

AR(6)-proces for ovennævnte periode. Hvis man successivt fjerner insignifikante lags, ender man med følgende model,

$$r_{t+1} = 0,044 - 0,238r_t + 0,555D72 + 0,684D83 + \epsilon_{t+1} \quad (11)$$

(2,44) (2,28) (29,43) (39,00)

hvor tallet i parentes under koefficienten er White's t -statistik og hvor $D72$ og $D83$ er dummy variable for 1972 og 1983.⁹ Ved at forkorte stikprøve-perioden er det let at vise, at tendensen til negativ seriekorrelation er stærkest i nyere tid, se Risager (1998) og Nielsen og Olesen (1999).

Supplerende indsigt fås ved at beregne det såkaldte Ljung-Box test, der anvendes til at afgøre, hvorvidt alle autokorrelationskoefficienter op til lag k er lig med nul. Resultaterne gengives i tabel 4 sammen med tilsvarende resultater for det amerikanske S&P500-indeks.

Først testes hypotesen, at der er første ordens seriekorrelation overfor nul-hypotesen, at det er en random walk. Dernæst testes om afkast processen med to lags afviger

9. Uden dummy-variablene synes tendensen til negativ seriekorrelation at være endnu stærkere, men t -test-statistikken er mere problematisk at fortolke i dette tilfælde.

Tabel 5. Ljung-Box testets styrke ved forskellige stikprøvestørrelser.

Stikprøvestørrelse	Sandsynlighed for accept af H_0
1000	0
200	5
100	29
75	42
50	52
25	73

Note: Data er genereret af modellen: $r_{t+1} = \mu - \alpha r_t + \sigma \varepsilon_{t+1}$, hvor $\mu = 0,062$, $\alpha = 0,250$, $\sigma = 0,175$, og $\varepsilon_{t+1} \sim \text{n.i.d.}(0,1)$. Parametrene er estimeret på danske data, 1922-99.

systematisk fra random walk, der siger, at laggene er insignifikante. Dernæst ses på processen med tre lags etc. For Danmark er koefficienterne ved de første to lags forskellige fra nul, hvilket skyldes den meget negative førsteordens autokorrelation. Dernæst følger en række insignifikante koefficienter, medens der igen er tegn på signifikant seriekorrelation hvis tilstrækkeligt lange lags medtages. Tallene for USA tyder derimod ikke på samme grad af seriekorrelation som i Danmark.

Det er dog interessant at notere, at en international analyse af 18 lande viser, at der er meget stærk tendens til mean reversion i relative aktieindeks, hvilket vil sige at der er signifikant tendens til at et markeds over-/underperformance efterfølges af det modsatte, se Balvers, Wu og Gilliland (2000).

Det forhold, at L-B testet peger på mean reversion i mere end halvdelen af tilfældene, er ganske stærkt i lyset af, at testet har ringe styrke i små stikprøver, dvs. at der er stor risiko for at konkludere til fordel for en falsk nul-hypotese. For at illustrere dette har vi foretaget følgende eksperiment: Vi har først estimeret en AR(1) proces på de danske tal. Dernæst har denne empiriske model, der udviser negativ seriekorrelation, genereret et antal dataserier, som så efterfølgende er blevet underkastet L-B testet. Når stikprøvestørrelsen er på 1000 afviser L-B testet korrekt random walk. Men når stikprøven er på 75, hvad der svarer til vores stikprøve, konkluderer L-B testet i 42 % af tilfældene, at data er generet af random-walk modellen på trods af, at data er konstrueret med seriekorrelation, se tabel 5.

Konklusionen er altså, at L-B testet i gængse stikprøver har en tendens til at konkludere til fordel for random-walk hypotesen, hvilket man bør have in mente i vurderingen af de konklusioner der kan udledes på basis af L-B testet.

4. Andre undersøgelser af danske data

Som vist i figur 1 er afkastenes middelværdi og volatilitet tilsyneladende steget i slutningen af stikprøven. Derfor er det relevant at spørge, om den negative seriekorre-

lation er robust over for en modellering af afkastprocessen, der eksplicit tager højde for dette regimeskift. Nielsen og Olesen (1999) estimerer en model, der generaliserer (7) ved at tillade skift mellem regimer med forskellig middelværdi, AR-koefficient og residualvarians. Afkastenes skift mellem regimerne forudsættes at ske stokastisk i henhold til en Markov proces. Den bedste beskrivelse af de danske data fås ved at tillade to regimer og medtage dummy-variable for 1972 og 1983. I denne formulering er modellen velspecificeret ifølge alle gængse tests.

Af en analyse af regimernes timing fremgår det, at det første regime med få undtagelser dominerede perioden frem til begyndelsen af 1970'erne. I dette regime var middelværdien af de nominelle afkast 5,7% pro anno og standardafvigelsen var 7,5%. Siden 1973 og særligt siden begyndelsen af 1980'erne er afkastene med overvejende sandsynlighed genereret af det andet regime. De nominelle afkast i dette regime har en middelværdi på 13,9% og en standardafvigelse på 20,6%. Analysen bekræfter således indtrykket fra figur 1, nemlig at det nuværende regime har højt afkast og høj volatilitet sammenlignet med perioden før 1970'erne. Såvel det gennemsnitlige afkast som volatiliteten er statistisk forskellige i de to regimer.

Papiret udvikler desuden tests for førsteordens seriekorrelation. I det seneste regime er korrelationskoefficienten $-0,33$, hvilket er forskelligt fra nul ved et signifikansniveau på 0,6%. M.a.o. er der endog meget stærk mean reversion i nyere tid. På tværs af regimerne viser det sig, at der er negativ seriekorrelation på 8% signifikansniveau. I sammenligning med resultaterne i det foregående afsnit betyder dette, at seriekorrelationen er lidt svagere for perioden som helhed, når der tillades for regimeskift.

Darenhill (1997) og Hansson (1999) undersøger bl.a. også spørgsmålet om mean reversion på basis af Lund (1992)'s danske datasæt, der omfatter 16 store danske virksomheder. Da antallet af observationer trods alt er begrænset, når vi ser på afkast på 5 og 10 års horisonter simuleres afkast v.h.a. bootstrapping (re-sampling). Resultaterne understøtter ifølge forfatterne mean reversion-hypotesen, se også estimerne af konfidensintervallerne i figur C3.3 i Hansson (1999).

Timmermann (1992) undersøger, om kursgevinsterne, dvs. det årlige afkast ekskl. udbytte, på det danske aktiemarked i perioden 1914-90 opfører sig som en random walk. Timmermann konkluderer, at der er tegn på en »betydelig stationær komponent i kurserne«, dvs. tegn på mean reversion.

Vi er ikke bekendt med empiriske undersøgelser af danske data, der forkaster mean reversion-hypotesen.

5. Konklusion

De eksisterende undersøgelser af det danske aktiemarked understøtter helt eller delvist mean reversion-hypotesen i den forstand, at variansen på afkastene ikke synes at

vokse lineært over tiden, hvorfor risikoen i forhold til forventet afkast synes at være aftagende med investeringshorisonten. På 2-årigt sigt er der således en statistisk signifikant afvisning af random walk-modellen og støtte for mean reversion. På de længelevende horisonter er tendensen i data ligeledes klar, omend man som hovedregel ikke ved konventionelle signifikansniveauer kan afvise random walk-modellen. Med andre ord indebærer en afvisning af random walk-modellen en større risiko end der sædvanligvis tages i videnskabelige undersøgelser, hvor man som oftest arbejder med signifikansniveauer på 5 eller 10%.

At random walk-modellen trods alt er vanskelig at afvise, skyldes, at rimeligt effi-ente markeder må antages delvist at foruddiskontere betydningen af negativ seriekorrelation og derved bidrage til at svække dette fænomen. Dette trækker i retning af, at der ikke er mean reversion på ultrakort sigt, men på længere horisonter synes denne effekt at aftage i betydning. Når vi ser en tendens til negativ seriekorrelation udover det ultrakorte sigt, kan det fortolkes således, at markedet ofte overreagerer – eller mere blomstrende udtrykt: opfører sig hysterisk. Og dette gælder både når markedet bevæger sig opad og nedad. Sådanne overreaktioner i forhold til aktiernes fundamentale værdi korrigeres efterfølgende, og det er denne korrektionsproces, der formodes, at generere tendensen til mean reversion.

Implikationen af mean reversion er, at det for en risikoavers investor vil kunne betale sig at forøge aktieandelen med investeringshorisonten, se Samuelson (1991). Derimod vil det formentlig kun i begrænset omfang være attraktivt at udnytte seriekorrelationen til mere kortsigtede strategier, da det nøjagtige tidspunkt for en korrektion er særdeles vanskeligt at forudsige. Det ser dog ud til at være muligt at udnytte internationale tendenser til at sammensætte gunstige porteføljer, der bygger på ideen om mean reversion, jvf. Balvers, Wu og Gilliland (2000).

Litteratur

- Andersen, T.M. og O. Risager. 1988. Stabilization policies, credibility, and interest rate determination in a small open economy, *European Economic Review*, 32, s. 669-79.
- Balvers, R., Y. Wu og E. Gilliland. 2000. Mean reversion across national stock markets and parametric contrarian investment strategies, *Journal of Finance* (55), s. 745-72.
- Cecchetti, S.G., P.-S. Lam og N.C. Mark. 1990. Mean reversion in equilibrium asset prices, *American Economic Review* 80 (3), s. 398-418.
- Christiansen, J. og B. Lystbæk. 1994. Afkast og risiko på aktier og obligationer 1915-1993, *Finans/Invest*, s. 10-13.
- Cochrane, J.H. 1988. How big is the random walk in GNP?, *Journal of Political Economy* 96, s. 893-920.
- Darenhill, C. 1997. Tidsdiversificering – en empirisk studie av investeringsforholdanden i Sverige och Danmark. MA Thesis, Department of Economics, Lunds Universitet.
- Hansson, B. 1999. Comment i *Macroeconomic Perspectives on the Danish Economy*, T.M. Andersen, S.E.H. Jensen og O. Risager, red., Macmillan, London.
- Lund, J. 1992. Rationelle bobler i de danske

- aktiekurser 1923-1991 – en empirisk analyse, *Nationaløkonomisk Tidsskrift* 130, s. 483-97.
- Mills, T.C. 1993. *The Econometric Modelling of Financial Time Series*, Cambridge University Press.
- Nielsen, S. og J.O. Olesen. 1999. Regime-switching stock returns and mean reversion, working paper, Institut for Nationaløkonomi, Handelshøjskolen i København.
- Nielsen, S. og O. Risager. 1999. Macroeconomic perspectives on stock and bond investments in Denmark since the first world war i *Macroeconomic Perspectives on the Danish Economy*, T.M. Andersen, S.E.H. Jensen og O. Risager, red., Macmillan, London.
- Nielsen, S. og O. Risager. 2000. Stock returns and bond yields in Denmark, 1922-99, working paper, Institut for Nationaløkonomi, Handelshøjskolen i København.
- Olesen, J.O. og O. Risager. 1999. On the predictability of the Danish equity premium, working paper, Handelshøjskolen i København.
- Poterba, J.M. og L.H. Summers. 1988. Mean Reversion in Stock Prices-Evidence and Implications, *Journal of Financial Economics* 22:27-59.
- Risager, O. 1998. Random walk or mean reversion: The Danish stock market since world war I, EPRU working paper, Institut for Nationaløkonomi, Handelshøjskolen i København.
- Samuelson, P.A. 1991. Long-run risk tolerance when equity returns are mean regressing: Pseudoparadoxes and vindication of business man's risk, i *Money, Macroeconomics, and Economic Policy*, W.C. Brainard og H.W. Watts, red., The MIT Press, s. 181-200.
- Timmermann, A. 1992. Udviklingen i de danske aktiekurser 1914-1990, *Nationaløkonomisk Tidsskrift* 130, s. 473-82.

Nogle facts om dansk produktivitet

Mogens Fosgerau

Center for Erhvervsøkonomisk Forskning (CEBR). E-mail: mfo@efs.dk

SUMMARY: This article details some findings concerning the development of Danish multifactor productivity (MFP) over the period 1966-98. A growth account using data with no distinction between different types of labour shows MFP accounting for a large share of economic growth. As in the U.S., contributions to aggregate MFP are concentrated within trade, agriculture and some manufacturing industries. Also as in the U.S., a pick-up in MFP growth is seen for the 1990s. Using a very detailed data set, the growth contributions from composition effects due to sex, age, education and job type are assessed. Composition effects are found to account for a contribution of 0.25 percentage points annually, with education and age driving most of the effect. Reallocation effects are found to account for 0.08 percentage points annually, with most of the reallocation taking place within the private sector.

1. Indledning

Denne artikel præsenterer en række resultater vedrørende den danske produktivitetudvikling mellem 1966 og 1998.¹ Med afsæt i et såkaldt vækstregnskab belyses forskellige vækstskabende processers betydning for den økonomiske vækst. Det findes, at størstedelen af den økonomiske vækst i perioden kan henføres til vækst i multifaktorproduktiviteten (MFP), dvs. den del af den økonomiske vækst, der ikke kan henføres til øget indsats af produktionsfaktorer. Resten af den økonomiske vækst kan stort set henføres til øget indsats af kapital. Af den gennemsnitlige årlige reale vækst i BFI på 2,3% kan 1,5 procentpoint henføres til MFP vækst, øget indsats af kapital bidrager i gennemsnit med 0,9 procentpoint om året, mens mindsket indsats af arbejdskraft har betydet et mindre negativt bidrag. Størstedelen af væksten i MFP er koncentreret inden for handel, landbrug og nogle fremstillingsindustrier.

Man kan sige, at MFP afspejler vores grad af uvidenhed om, hvad der skaber økonomisk vækst. Artiklen råder i nogen grad bod på dette ved at undersøge betydningen af sammensætningen af arbejdskraften for den økonomiske vækst. Stigende uddannel-

Tak til Svend E. Hougaard Jensen, Anders Sørensen og to anonyme referees for kommentarer. CEBRs aktiviteter finansieres gennem en bevilling fra Erhvervsministeriet. I artiklen fremkommer synspunkter og vurderinger, som ikke nødvendigvis deles af Erhvervsministeriet.

1. Resultaterne her opdaterer tidligere vækstregnskaber udarbejdet for Danmark, se Dalgaard (1989) og Det Økonomiske Råd (1997).

sesniveau, forskydninger i aldersstrukturen, stigende erhvervsfrekvens for kvinder, fald i antallet af selvstændige og forskydninger mellem brancher indvirker alt sammen på den økonomiske vækst. Betydningen af disse udviklinger undersøges for perioden 1980-98 på grundlag af et omfattende datasæt.

Resultaterne viser, at i gennemsnit 0,25 procentpoint af den økonomiske vækst gennem årene 1980-98 kan henføres til effekter af ændret sammensætning af beskæftigelsen. Dertil kommer i gennemsnit 0,08 procentpoint om året, som kan henføres til skift mellem brancher. Forskydninger i beskæftigelsen kan således skære en anelig del af MFP væksten.

Det er især det stigende uddannelsesniveau og den ændrede alderssammensætning af beskæftigelsen, som har betydning. Med forventning om et reduceret bidrag fra uddannelse i fremtiden og med de store årganges afgang fra arbejdsmarkedet er der således udsigt til en reduceret økonomisk vækst fremover.

I det følgende præsenteres i afsnit 2 et vækstregnskab udarbejdet på grundlag af ADAM databasen. Dernæst undersøges i afsnit 3 hvor stor en del af MFP væksten, der kan tilskrives effekter af sammensætningen af beskæftigelsen. Artiklen afsluttes med konkluderende bemærkninger.

2. Multifaktorproduktivitet

2.1. Lidt om metoden

En almindelig måde at definere produktivitet på er som værditilvækst per arbejdstime. Denne type mål ser på produktionen i forhold til anvendelsen af en enkelt produktionsfaktor. I denne artikel skal vi derimod se på produktionen i forhold til anvendelsen af flere produktionsfaktorer. Sådanne mål, der også tager højde for anvendelsen af kapital og materialer kaldes ofte for total faktorproduktivitet. I stedet anvendes her den mere ydmyge betegnelse multifaktorproduktivitet (MFP), som ikke antyder, at der er taget højde for alt, men blot at der er taget højde for flere end én produktionsfaktor. Således kan man gå fra at skelne mellem kapital, arbejdskraft og materialer til at skelne videre mellem forskellige typer af kapital, arbejdskraft og materialer. Det er f.eks. ikke blot væksten i mængden af arbejdskraft, der har betydning for produktionsvæksten. Marginalproduktet er højere for en højtuddannet ingeniør end for en lavtuddannet ufaglært arbejder, hvilket ses af, at ingeniøren får betydeligt mere i løn end den ufaglærte. Forskydninger i beskæftigelsen mellem forskellige typer arbejdskraft har således betydning for produktionsvæksten.

MFP mål beregnes residualt som den del af produktionsvæksten, der ikke kan tilskrives vækst i mængder og ændringer i sammensætning af produktionsfaktorerne. Som sådan er MFP et »measure of our ignorance«, som samler det, vi ikke ellers kan gøre rede for. Med en mere detaljeret skelnen mellem produktionsfaktorer er det typisk muligt

at forklare en større del af produktionsvæksten som et resultat af ændringer i sammensætningen af produktionsfaktorer. Dermed vil man samtidig finde en lavere MFP vækst.

Metoden er mere udførligt beskrevet i Fosgerau og Sørensen (2000a og 2000b).² Beregningen af MFP på brancheniveau foretages under antagelse af konstant skalaafkast, omkostningsminimering og fuldkommen konkurrence ved hjælp af

$$\hat{A}_j = \hat{F}_j - \sum_k \alpha_{jk} \hat{K}_{jk} - \sum_l \alpha_{jl} \hat{L}_{jl} - \sum_m \alpha_{jm} \hat{M}_{jm}, \quad (1)$$

hvor A_j er et MFP indeks for branche j , F_j er produktionen i branche j , K_{jk} er indsatsen af kapitaltype k i branche j , L_{jl} er indsatsen af arbejdskraft af type l i branche j og M_{jm} er forbruget af materialer af type m i branche j . Vægtene α angiver aflønningen til de enkelte produktionsfaktorer som andel af værdien af aflønningen til alle produktionsfaktorer.³ En »hat« over en variabel angiver dens vækstrate.

Antagelserne bag (1) medfører, at alle produktionsfaktorer aflønnes med deres marginalprodukt. Herved kan virkningen på produktionen af en stigning i anvendelsen af en produktionsfaktor aflæses i produktionsfaktorens andel af aflønningen til alle produktionsfaktorer.

Uden produktivitetsstigninger ville produktionen vokse netop så hurtigt som den samlede faktorindsats. Stigningen i MFP udtrykker dermed, hvor meget produktionen i mængder vokser mere end den samlede faktorindsats.⁴

MFP residualer på brancheniveau beregnes ved hjælp af (1). Herefter kan et udtryk for væksten i den aggregerede værditilvækst, V , opskrives som

$$\hat{V} = \sum_j \delta_j \hat{A}_j + \sum_j \sum_l \beta_{jl} \hat{L}_{jl} + \sum_j \sum_k \beta_{jk} \hat{K}_{jk}. \quad (2)$$

Det første led vejer produktivitetsstigninger på brancheniveau sammen til en aggregeret MFP residual ved hjælp af såkaldte Domarvægte (Domar, 1961). Domarvægtene

2. Metoden tager udgangspunkt i Solow (1957) og er en variant af metoden i Jorgenson, Gollop og Fraumeni (1987).

3. Alle dele af dette og følgende udtryk varierer over tid. I praksis erstattes værdiandelene med gennemsnittet af to på hinanden følgende år, således at udtrykket bliver symmetrisk i tid.

4. En antagelse om Hicks neutral produktivitetsvækst er ikke nødvendig for at beregne, hvad MFP væksten har været historisk. Regnestykket viser blot, hvor stor en del af væksten som ikke kan henføres til øget brug af produktionsfaktorer. Det bliver først nødvendigt at antage Hicks neutrale produktivitetsstigninger, eller en form for ikke-neutrale produktivitetsstigninger, når man vil regne baglæns og skønne væksten i output ud fra antagelser om væksten i forbruget af produktionsfaktorer og væksten i produktivitet.

Tabel 1. Bidrag til aggregeret produktivitetsvækst fra forskellige brancher.

	Andel af aggregeret produktiv- tetsvækst	Gns. Domar- vægt	Gsn. årlig vækst i branche <i>j</i>	Gsn. årlig output i branche <i>j</i>	Gns. årlig vækst i samlet fak- torindsats i branche <i>j</i>
Landbrug mv.	17,4%	0,10	2,7%	1,6%	-1,2%
Bygge- og anlægsvirksomhed	-2,3%	0,16	-0,2%	0,5%	0,6%
Udvinning af brunkul, råolie og naturgas	5,3%	0,01	8,6%	18,2%	9,6%
Boligbenyttelse	–	0,09	–	1,9%	1,9%
Leverandører til byggeri	1,9%	0,03	0,9%	1,6%	0,7%
El-, gas- og fjernvarme- forsyning	2,4%	0,03	1,3%	3,9%	2,6%
Næringsmiddelindustri	8,1%	0,13	0,9%	2,0%	1,1%
Olieraffinaderier	0,4%	0,02	0,4%	2,5%	2,1%
Kemisk industri mv.	5,2%	0,05	1,6%	4,3%	2,6%
Jern- og metalindustri	10,8%	0,11	1,5%	3,5%	2,0%
Nydelsesmiddelindustri	1,4%	0,01	1,3%	1,3%	0,0%
Anden fremstillings- virksomhed	7,9%	0,08	1,3%	1,3%	0,0%
Transportmiddelindustri	1,8%	0,02	1,2%	1,0%	-0,3%
Offentlige tjenester	–	0,26	–	2,2%	2,2%
Finansiell virksomhed	-0,1%	0,06	0,1%	2,3%	2,2%
Handel	24,1%	0,21	1,7%	2,4%	0,7%
Andre tjenesteyd. erhverv	7,8%	0,19	0,6%	2,9%	2,3%
Søtransport	5,2%	0,04	2,1%	4,9%	2,8%
Anden transport mv.	2,9%	0,09	0,5%	2,0%	1,6%
Samlet		1,70	1,5%		

Kilde: Fosgerau og Sørensen (2000).

δ_j angiver værdien af produktionen i den enkelte branche i forhold til værdien af den aggregerede værditilvækst. Disse vægte summer til mere end 1, idet udtrykket medregner effekten af produktivitetsstigninger både af den del af produktionen i en branche, der leveres til andre brancher, og af den del, der leveres til endelig anvendelse. Vægtene β angiver aflønningen til de enkelte typer arbejdskraft og kapital som andel af værdien af den aggregerede værditilvækst.

2.2. Resultater

Beregningerne er foretaget i Fosgerau og Sørensen (2000a og 2000b) på grundlag af ADAM databasen. Data er mere udførligt beskrevet i appendiks. Her skal blot nævnes, at indsatsen af arbejdskraft er opgjort i arbejdstimer uden skellen mellem forskel-

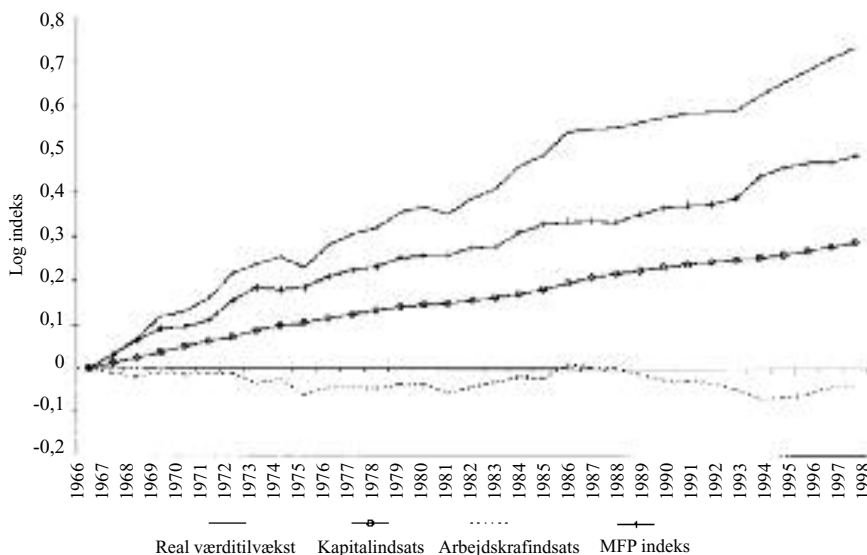
Tabel 2. Årlige indeks for real værditilvækst og bidrag fra kapital og arbejdskraftindsats og MFP.

	Real værditilvækst, indeks	Kapitalindsats, indeks	Arbejdskraftindsats, indeks	Aggregeret MFP indeks
1966	-0,37	-0,15	0,04	-0,26
1967	-0,34	-0,13	0,03	-0,23
1968	-0,30	-0,12	0,02	-0,19
1969	-0,25	-0,11	0,03	-0,17
1970	-0,24	-0,10	0,02	-0,16
1971	-0,21	-0,08	0,02	-0,15
1972	-0,15	-0,07	0,03	-0,10
1973	-0,13	-0,06	0,00	-0,07
1974	-0,11	-0,05	0,01	-0,08
1975	-0,14	-0,04	-0,02	-0,07
1976	-0,09	-0,03	-0,01	-0,05
1977	-0,06	-0,02	-0,01	-0,03
1978	-0,05	-0,01	-0,01	-0,03
1979	-0,01	-0,01	0,00	-0,01
1980	0,00	0,00	0,00	0,00
1981	-0,02	0,00	-0,02	0,00
1982	0,02	0,01	-0,01	0,02
1983	0,04	0,02	0,01	0,02
1984	0,10	0,02	0,02	0,05
1985	0,12	0,04	0,01	0,07
1986	0,17	0,05	0,05	0,08
1987	0,18	0,06	0,04	0,08
1988	0,18	0,07	0,04	0,08
1989	0,19	0,08	0,02	0,09
1990	0,21	0,09	0,01	0,11
1991	0,22	0,09	0,01	0,11
1992	0,22	0,10	0,00	0,12
1993	0,22	0,10	-0,01	0,13
1994	0,26	0,11	-0,03	0,18
1995	0,29	0,11	-0,03	0,20
1996	0,31	0,12	-0,02	0,21
1997	0,34	0,13	0,00	0,21
1998	0,37	0,14	-0,01	0,23

Kilde: Fosgerau og Sørensen (2000).

lige typer. Indsatsen af kapital er opdelt på maskiner og bygninger, mens jord ikke indgår. Tallene omfatter 19 indenlandske brancher og 14 importerende brancher.

Tabel 1 viser bidragene til den aggregerede produktivitetsvækst fra de enkelte brancher opgjort som gennemsnit for perioden 1966-98. Den gennemsnitlige MFP vækst i hver branche er beregnet på ved hjælp af (1) og den aggregerede MFP vækst ved hjælp af (2). Topscorerne er i rækkefølge handel, landbrug mv. og jern og metalindustri. Til-



Figur 1. Årlige indeks for real værditilvækst, kapital og arbejdskraftindsats og MFP.

sammen står disse tre brancher for mere end halvdelen af den aggregerede MFP vækst i perioden. Handel slår igennem med en anelig årlig MFP vækst på 1,7% og en stor Domarvægt. Landbrug har haft et stort fald i indsatsen af arbejdskraft, hvilket har resulteret i et fald i den samlede faktorindsats. Den samtidige produktionsstigning resulterer i en meget stor MFP vækst som kombineres med en middelstor Domarvægt. Endelig har jern- og metalindustri haft en pæn produktivitetsvækst og en middelstor Domarvægt.

I boligbenyttelse og offentlige tjenester besidder vi ikke noget adækvat mål for det reale output. Det er simpelthen svært at definere et godt mål for mængden af offentlige tjenester. I mangel af bedre er den reale outputvækst defineret til at være lig væksten i faktorindsatsen. MFP væksten i disse brancher bliver følgende 0.

Det fremgår af tabel 1, at det beregnede MFP indeks er vokset med 1,5% om året i gennemsnit. figur 1 og tabel 2 præsenterer årlige indeks for real værditilvækst, samlet bidrag fra kapital- og arbejdskraftindsats og MFP for perioden 1966-1998. Tabel 3 viser tilsvarende vækstrater for forskellige delperioder. Indeksene er præsenteret som logindeks med 1980 sat til 0.

Den gennemsnitlige årlige vækst i den reale værditilvækst på 2,3% om året kan henføres til bidrag fra vækst i indsatsen af kapital på 0,9% om året, et negativt bidrag fra faldende arbejdskraftindsats på -0,1% om året og endelig et bidrag fra MFP vækst på 1,5% om året. Det viser sig således, at produktivitetsstigninger, som udtrykt ved MFP residualen, har udgjort en overordentlig stor del af den økonomiske vækst.

Tabel 3. Gennemsnitlige årlige vækstrater for real værditilvækst, bidrag fra kapital og arbejdskraftindsats og MFP.

	Real værditilvækst	Kapital-indsats	Arbejdskraftindsats	MFP
1966-1998	2,3%	0,9%	-0,1%	1,5%
1966-1973	3,4%	1,2%	-0,5%	2,6%
1973-1980	1,8%	0,8%	0,0%	1,0%
1980-1993	1,7%	0,8%	-0,1%	1,0%
1993-1998	2,9%	0,8%	0,1%	2,0%
1980-1998	2,0%	0,8%	0,0%	1,3%

Kilde: Fosgerau og Sørensen (2000).

Væksten i MFP har ikke været uniform. I perioden op til 1973 voksede MFP meget hurtigt med 2,6% om året, frem til 1993 var væksten helt nede på 1,0% om året og siden 1993 har vi igen haft højere MFP vækst på 2,0% om året. Opsvinget i den danske MFP vækst falder sammen med en kraftig højkonjunktur, og det er endnu for tidligt at afgøre, om der er tale om et cyklisk fænomen eller en mere permanent tendens.

2.3. Diskussion

Der er stor overensstemmelse mellem Danmark og USA med hensyn til hvilke brancher, der bidrager til den aggregerede MFP vækst. Jorgenson og Stiroh (2000) finder, at de fire brancher ud af 37, der bidrager mest til den aggregerede MFP vækst i USA, er handel, elektronisk og elektrisk udstyr, landbrug og industrielle maskiner og udstyr. Det måske overraskende resultat, at handel bidrager mest af alle brancher til den aggregerede MFP vækst, er fælles for både Danmark og USA. I begge lande fylder handel meget i det samlede billede med en Domarvægt på omkring 0,2.

Det er vanskeligt at tro på, at man i visse brancher systematisk over en lang årrække er blevet stedse mindre effektiv. Alligevel bemærker man i tabel 1 en række brancher med små eller endda negative MFP vækstrater, f.eks. bygge og anlæg, finansiel virksomhed og andre tjenesteydende erhverv. Samme fænomen optræder i Jorgenson og Stiroh (2000). Dette er næppe et dækkende billede af virkeligheden, men afspejler snarere vanskeligheder med at måle det reale output i disse brancher.⁵ Vi har valgt at tage det reale output, som angivet i ADAM databasen, for pålydende, vel vidende at vi derved sandsynligvis undervurderer væksten i det reale output og dermed MFP væks-

5. Output deflateres generelt med et prisindeks, der direkte vedrører output. F.eks. i landbrug med et prisindeks for landbrugsvarer. I de problematiske brancher er sådanne prisindeks ikke til rådighed. I stedet deflateres med indeks for forskellige inputs. Heri ligger implicit en antagelse om en bestemt produktionsfunktion uden produktivitetsvækst. Når vækstregnskabet tager højde for andre inputs end deflateringen, f.eks. brug af kapital, beregnes negative MFP vækstrater. Disse har dermed alene en fortolkning som et resultat af målefejl.

ten. I den forbindelse er det værd at gøre opmærksom på, at sådanne måleproblemer kun påvirker det aggregerede produktivitetsmål i det omfang, de berørte brancher leverer til endelig anvendelse. For leverancer til andre brancher vil en undervurdering af MFP væksten i den leverende branche blot føre til en tilsvarende overvurdering af MFP væksten i den modtagende branche. Generelt er der en tæt sammenhæng mellem BFI og aggregeret MFP vækst. Målefejl vil optræde begge steder og forskellen mellem de to udgøres alene af vækst i anvendelsen af kapital og arbejdskraft.

En måske væsentlig mangel ved de anvendte data er det forhold, at jord ikke indgår som en kapitaltype. Det forventes, at effekten af denne udeladelse er størst i landbruget. Hvis jord var medtaget i beregningerne, ville en faldende arealanvendelse i landbruget og mindre værdiandele til maskiner og bygninger betyde en større beregnet MFP. Beregningerne, der præsenteres her, vil således undervurdere MFP væksten i landbruget. Øget arealanvendelse i boligbenyttelse vil ingen effekt have på den beregnede MFP vækst.

Mønstrer med lave vækstrater siden først i halvfjerdserne og op igennem firserne genfindes i de fleste OECD lande, se Diewert og Fox (1999). En forklaring, der er blevet fremført på dykket i MFP væksten siden de tidlige halvfjerdserne, er tilpasningsomkostninger i forbindelse med indførelse af informationsteknologi, se Greenwood og Jovanovic (1998) og Kiley (1999). De fortsatte tilpasningsomkostninger fra stadigt voksende investeringer i computere skal være ganske store for at kunne forklare dykket i MFP væksten, store nok til at overskygge output fra den eksisterende bestand af computere, hvorfor disse forklaringer er kontroversielle, f.eks. Oliner og Sichel (2000).

Opsvinget i den økonomiske vækst i halvfemserne genfindes i USA og visse andre OECD lande (OECD, 2000). Der er mere enighed om at tilskrive informationsteknologi en stor del af æren for det seneste opsving i væksten i USA, se Whelan (2000), Oliner og Sichel (2000), Jorgenson og Stiroh (2000). De danske tal giver ikke mulighed for at undersøge betydningen af informationsteknologi i det danske opsving. Det samme er i høj grad også tilfældet i andre OECD lande.

3 Beskæftigelsens sammensætning

3.1. Lidt om metoden

Effekter af ændret sammensætning af produktionsfaktorer kaldes ofte for kvalitetsstigninger eller fald. Det er dog begrænset, hvor meget mening det giver at tale om, at en PC har større kvalitet end en skovl, selvom et skift i anvendelsen af kapital fra skovle mod PC'ere betyder større produktion. Det kan også virke stødende at beskrive kvinders øgede deltagelse på arbejdsmarkedet til en lavere løn end mænds som, at kvaliteten af arbejdsstyrken falder. I stedet anvendes her den mere neutrale betegnelse sammensætningseffekter.

Vækstregnskabet i det foregående afsnit havde ingen skellen mellem forskellige typer af arbejdskraft. Udtrykket i formel (2) giver imidlertid mulighed for at undersøge betydningen af skift i beskæftigelsen mellem arbejdskraft af forskellige typer. I det følgende skal vi grave et spadestik dybere og undersøge hvor meget af MFP residualen, som kan tilskrives strukturelle ændringer i beskæftigelsens sammensætning.

I formel (3) er udtrykket for væksten i BFI omskrevet:

$$\begin{aligned} \hat{V} = & \sum_j \delta_j \hat{A}_j \\ & + \beta_L \left[\sum_j \sum_l \frac{(P_{Ljl} - P_{Ll})L_{jl}}{P_L L} \hat{L}_{jl} + \sum_l \frac{(P_{Ljl} - P_L)L_l}{P_L L} \hat{L}_{jl} + \hat{L} \right] \\ & + \sum_{jk} \beta_{jk} \hat{K}_{jk} \end{aligned} \quad (3)$$

Bidragene fra produktivitetsstigninger og kapital er uændrede, mens bidraget fra arbejdskraft er ekspanderet og samlet af en firkantet parentes. Udtrykket er relativt kompliceret, og vi skal diskutere hvert enkelt led, eftersom det er grundlaget for de empiriske resultater.

Den firkantede parentes omfatter det samlede indeks for arbejdskraften. Dette indeks ganges med den totale lønsum som andel af den totale nominelle værditilvækst. I den firkantede parentes opdeles det samlede indeks for arbejdskraften i tre led: *reallokering*, *sammensætning* og *mængde*. L_{jl} er indsatsen af arbejdskraft af type l i branche j som aflønnes med en gennemsnitlig løn på P_{Ljl} . Ll er den samlede indsats af arbejdskraft af type l i alle brancher (sum af L_{jl} over brancher) og P_{Ll} er den tilsvarende gennemsnitlige løn. På samme måde er L den samlede indsats af arbejdskraft af alle typer og P_L er den tilsvarende gennemsnitlige løn.

Det første led i bidraget fra arbejdskraft er positivt, hvis L_{jl} stiger (falder) i brancher hvor P_{Ljl} er større (mindre) end P_{Ll} . Det vil sige, hvis arbejdskraft af en bestemt type flytter over i brancher, hvor lønnen er højere. Denne effekt benævnes *reallokering*, men kan også dække over uobserveret heterogenitet, hvis inddelingen af arbejdskraften i typer ikke er fin nok til at fange lønforskelle, som varierer systematisk med brancher.

Det andet led i bidraget fra arbejdskraft er positivt, hvis beskæftigelsen stiger (falder) for typer arbejdskraft, som har højere (lavere) løn end gennemsnittet. Så hvis sammensætningen af beskæftigelsen forskydes over mod typer arbejdskraft med højere løn, er denne *sammensætningseffekt* positiv.

Sammensætnings- og reallokeringseffekterne viser, hvordan bidraget fra en gennemsnitlig beskæftiget ændres. Det tredje led i bidraget for arbejdskraft sammenfatter

Tabel 4. Indeks for arbejdskraften i den samlede beskæftigelse.

	Samlet indeks	Reallokering	Sammensætning	Beskæftigelse
1980	0	0	0	0
1981	-0,0068	0,0022	0,0042	-0,0131
1982	-0,0016	0,0020	0,0067	-0,0104
1983	0,0063	0,0021	0,0099	-0,0056
1984	0,0252	0,0033	0,0101	0,0117
1985	0,0513	0,0044	0,0100	0,0370
1986	0,0901	0,0142	0,0131	0,0628
1987	0,1008	0,0182	0,0169	0,0657
1988	0,0984	0,0196	0,0241	0,0547
1989	0,1012	0,0211	0,0311	0,0490
1990	0,0939	0,0206	0,0395	0,0338
1991	0,0995	0,0220	0,0448	0,0327
1992	0,1037	0,0224	0,0502	0,0311
1993	0,1179	0,0214	0,0531	0,0435
1994	0,1155	0,0208	0,0581	0,0366
1995	0,1262	0,0197	0,0595	0,0470
1996	0,1466	0,0215	0,0635	0,0616
1997	0,1704	0,0175	0,0651	0,0879
1998	0,1963	0,0209	0,0696	0,1058
Gns. årlig vækstrate	1,09%	0,12%	0,39%	0,59%

Kilde: Fosgerau, Jensen og Sørensen (2000).

de rene mængdemæssige effekter, hvor der ikke skelnes mellem forskellige typer arbejdskraft.

3.2. Resultater

Undersøgelsen af betydningen af strukturelle ændringer i beskæftigelsen baserer sig på et datasæt konstrueret på grundlag af primært IDA databasen hos Danmarks Statistik, se Fosgerau, Jensen og Sørensen (2000). Beskæftigelsen er for hvert år gennem 1980-98 delt i omkring 30.000 grupper på grundlag af branche, køn, alder, uddannelse og jobtype. For hver gruppe benyttes lønsum og beskæftigelsen opgjort i fuldtidsækvivalenter. Data er omtalt mere udførligt i appendiks.

På grundlag af disse tal er indeks beregnet for beskæftigelsen i fuldtidsækvivalenter, sammensætningseffekter, som skyldes forskydninger mellem grupper defineret ved køn, alder, uddannelse og jobtype, og reallokering som skyldes forskydninger mellem brancher. Summen af disse indeks giver det samlede indeks for indsatsen af arbejdskraft. Indeksene er konstrueret i overensstemmelse med (3). Derfor skal indeksene ganges med lønnen som andel af værditilvæksten for at svare til indeksene for arbejdskraft

Tabel 5. Indeks for arbejdskraften i den private sektor.

	Samlet indeks	Reallokering	Sammensætning	Beskæftigelse
1980	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
1981	-0,0312	0,0026	0,0036	-0,0374
1982	-0,0402	0,0036	0,0056	-0,0494
1983	-0,0387	0,0051	0,0066	-0,0503
1984	-0,0116	0,0062	0,0052	-0,0230
1985	0,0169	0,0068	0,0040	0,0061
1986	0,0594	0,0180	0,0069	0,0346
1987	0,0699	0,0229	0,0125	0,0344
1988	0,0539	0,0258	0,0203	0,0078
1989	0,0532	0,0280	0,0289	-0,0037
1990	0,0374	0,0266	0,0391	-0,0283
1991	0,0377	0,0287	0,0458	-0,0369
1992	0,0347	0,0294	0,0515	-0,0463
1993	0,0341	0,0309	0,0579	-0,0546
1994	0,0260	0,0280	0,0586	-0,0606
1995	0,0395	0,0253	0,0602	-0,0460
1996	0,0626	0,0276	0,0662	-0,0312
1997	0,0995	0,0268	0,0719	0,0008
1998	0,1252	0,0314	0,0771	0,0168
Gns. Årlig vækstrate	0,70%	0,17%	0,43%	0,09%

Kilde: Fosgerau, Jensen og Sørensen (2000).

i (2). Beregningerne er foretaget for både den samlede beskæftigelse og for beskæftigelsen i den private sektor.⁶

Tallene er præsenteret i tabel 4 og tabel 5.

Den samlede beskæftigelse opgjort i fuldtidsækvivalenter er steget med 0,59% om året i gennemsnit, i den private sektor dog kun med 0,09% om året. Forskellen til ADAM tallene foroven skyldes faldet i arbejdstiden. Sammensætningseffekter og reallokering bidrager med henholdsvis 0,39% og 0,12% om året. De tilsvarende tal for den private sektor er 0,43% og 0,17%. Tilsammen giver det en gennemsnitlig årlig stigning i det samlede arbejdskraftsindeks på 1,09% og på 0,70% i den private sektor.

Reallokering bidrager fortrinsvis ved skift i beskæftigelsen mellem brancher i den private sektor. Den største del af reallokeringen finder sted mellem beslægtede brancher, mens skiftene mellem bredere branchegrupper betyder mindre.

Sammensætningseffekter udgør det væsentligste bidrag til stigningen i det samlede arbejdskraftindeks i den private sektor. Bidraget til indekset for den samlede beskæftigelse er næsten ligeså stort, men bliver her overskygget af en større beskæftigelsesvækst, som altså primært har fundet sted i den offentlige sektor.

6. Defineret ved DB93 koder mindre end 750.000.

Lønkvoten udgør omkring 60-65% i nationalregnskabet. Dertil kommer den del af restindkomsten, som kan betragtes som aflønning til selvstændige. Regnes med en lønkvote inklusiv selvstændige på 66%,⁷ kan effekten af det årlige bidrag fra sammensætningsindekset oversættes til et bidrag til væksten i bruttofaktorindkomsten på 0,25 procentpoint om året. Det er altså mere end en tiendedel af væksten i BFI i samme periode, jævnfør tabel 3.⁸ Bidraget fra reallokeringseffekter kan på tilsvarende vis oversættes til et bidrag på 0,08 procentpoint om året.

Vi kan beregne, hvorledes tabel 2 og tabel 3 ændres, når der tages højde for sammensætningseffekterne. Bidraget fra arbejdskraften forhøjes således med 0,25 procentpoint om året. Dette modsvares nogenlunde af en reduktion af MFP residualen.⁹ Tilsvarende vil en del af den beregnede reallokeringseffekt også optræde som bidrag fra arbejdskraften i stedet for som MFP residual i et mere detaljeret vækstregnskab.

Sammensætningseffekten udgøres af forskydninger i beskæftigelsen mellem grupper defineret ved krydset af køn, alder, uddannelse og jobtype. I beregningen af sammensætningseffekten korrigeres på én gang for alle disse fire faktorer ved at lade indekset for arbejdskrafttype løbe over alle kombinationer af faktorerne.

For at undersøge effekten af faktorerne enkeltvis er beregnet første-ordens indeks ved kun at kontrollere for én faktor ad gangen. Det samme udtryk i (2) er anvendt, blot løber indekset for arbejdskrafttype kun over én faktor. Tabel 6 viser resultaterne.

Summen af første-ordenseffekterne er tæt på det samlede indeks for sammensætningseffekterne. Tilsvarende beregninger (ikke vist) viser, at højere-ordenseffekterne er små. Det giver derfor mening at sammenligne første-ordenseffekterne. Dernæst ses, at størstedelen af sammensætningseffekten drives af forskydninger i beskæftigelsen på tværs af uddannelsesgrupper og på tværs af aldersgrupper.

Aldereffekterne drives primært af to forhold. For det første en nedgang i beskæftigelsen i aldersgruppen 16-24 år. Da denne gruppe har generelt lavere løn, påvirker det gennemsnittet positivt. For det andet en stor stigning i beskæftigelsen i gruppen i aldersgruppen 45-54 år. Da denne aldersgruppe har løn noget over gennemsnittet, resulterer dette ligeledes i en positiv påvirkning af sammensætningsindekset.

7. Anslået som gennemsnit af lønkvoten fra nationalregnskabet 1989-98, opjusteret med en imputeret løn til arbejdsgivere, selvstændige og medarbejdende ægtefæller.

8. Regnestykket forudsætter strengt taget, at faldet i arbejdstiden for en fuldtidsækvivalent er lige stort for alle typer arbejdskraft.

9. Men ikke helt. Det er ikke hele det større bidrag fra arbejdskraften, der skal fratrækkes i MFP residualen. Den offentlige sektor har per definition ikke produktivitetstigninger og væksten i den offentlige sektors output er defineret til at være lig med væksten i input. Dermed betyder et øget beregnet arbejdskraftinput også et øget beregnet output i den offentlige sektor. Aflønningen i den private sektor udgør omtrent to tredjedele af den totale aflønning til arbejdskraft, inklusiv selvstændige. Reduktionen i MFP residualen kan derfor anslås som $0,66 * 0,67 * 0,43\% = 0,19\%$.

Tabel 6. Førsteordensindeks for sammensætningseffekter.

	Køn	Alder	Uddan- nelse	Jobtype	Sum	Sammen- sætning	Alternativt uddannelses- indeks
1980	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,000
1981	-0,0018	0,0030	0,0020	0,0006	0,0038	0,0042	0,0022
1982	-0,0029	0,0041	0,0032	0,0013	0,0056	0,0067	0,0040
1983	-0,0033	0,0047	0,0048	0,0017	0,0079	0,0099	0,0062
1984	-0,0036	0,0031	0,0058	0,0025	0,0078	0,0101	0,0073
1985	-0,0049	0,0015	0,0057	0,0029	0,0053	0,0100	0,0089
1986	-0,0062	0,0010	0,0074	0,0035	0,0057	0,0131	0,0130
1987	-0,0074	0,0024	0,0099	0,0037	0,0086	0,0169	0,0159
1988	-0,0085	0,0073	0,0132	0,0041	0,0161	0,0241	0,0188
1989	-0,0094	0,0106	0,0169	0,0046	0,0227	0,0311	0,0225
1990	-0,0101	0,0158	0,0204	0,0051	0,0312	0,0395	0,0256
1991	-0,0109	0,0197	0,0225	0,0050	0,0363	0,0448	0,0281
1992	-0,0118	0,0230	0,0250	0,0055	0,0416	0,0502	0,0308
1993	-0,0132	0,0234	0,0272	0,0057	0,0431	0,0531	0,0346
1994	-0,0115	0,0230	0,0307	0,0060	0,0482	0,0581	0,0375
1995	-0,0118	0,0227	0,0319	0,0062	0,0490	0,0595	0,0390
1996	-0,0128	0,0258	0,0331	0,0063	0,0524	0,0635	0,0404
1997	-0,0128	0,0281	0,0319	0,0062	0,0535	0,0651	0,0390
1998	-0,0138	0,0314	0,0342	0,0064	0,0582	0,0696	0,0411
Gns. årlig vækstrate	-0,08%	0,17%	0,19%	0,04%	0,32%	0,39%	0,23%
Gns. årlig vækstrate, Privat sektor	-0,04%	0,13%	0,24%	0,06%	0,39%	0,43%	0,26%

Kilder: Fosgerau, Jensen og Sørensen (2000).

Uddannelseseffekterne er drevet af et stort fald i gruppen uden kompetencegivende uddannelse, og af mindre stigninger i gruppen med mellemlang eller lang videregående uddannelse.

De tilsvarende tal for den private sektor alene giver noget større vægt på uddannelse og omvendt mindre vægt på alder. Det skyldes især de 45-54 årige, som i højere grad er ansat i den offentlige sektor. Omvendt har reduktionen i antallet af personer med kun 8 års skolegang været større i den private sektor.

Det er især gruppen med kun 8 års skolegang, der er blevet mindre, hvilket kan give mistanke om, at uddannelsen dækker over en sammenhæng med alder, på trods af at anden-ordenseffekterne er små. Derfor er beregnet et alternativt indeks for uddannelseseffekten ved at fratække et indeks, hvor der kun korrigeres for køn, alder og jobty-

pe, fra indekset, hvor der korrigeres for forskydninger over alle fire faktorer inklusiv uddannelse. Indekset er beregnet ud fra følgende formel.

$$\sum_{udd} \left[\sum_{køn} \sum_{alder} \sum_{job} \frac{(P_{udd, køn, alder, job} - P_{køn, alder, job}) L_{udd, køn, alder, job}}{P_L L} \hat{L}_{udd, køn, alder, job} \right] \quad (4)$$

Dette alternative uddannelsesindeks, også vist i tabel 6, viser således effekten af forskydninger mellem uddannelsesgrupper, efter der er gjort rede for forskydninger mellem køn, aldersgrupper og jobtyper. Hvis f.eks. beskæftigelsen af 30 årige kvindelige lønmodtagere stiger i uddannelsesgrupper med relativt høj løn, vil dette indeks modtage et positivt bidrag fra disse uddannelsesgrupper.

Dette indeks er splittet op i bestanddele for at undersøge betydningen af de enkelte uddannelsesgrupper. Tabel 7 viser fire indeks, to indeks for den samlede beskæftigelse og to indeks for beskæftigelsen i den private sektor. Det første indeks viser den del af sammensætnings- og mængdeindekset, som skyldes mængdemæssige forskydninger mellem grupper alene defineret ved køn, alder og jobtype. Det andet indeks er beregnet ved hjælp af (4) og viser den yderligere effekt, der skyldes uddannelse, når der er taget højde for effekterne i det første indeks. De to indeks summer således til det samlede indeks for beskæftigelsen, bortset fra effekterne af reallokering mellem brancher.

Effekten af uddannelse udregnet på denne måde er lidt større, end når den beregnes som en første-ordenseffekt uden at tage højde for forskydninger mellem køn, aldersgrupper og jobtyper. Det skyldes højere-ordenseffekter, som f.eks. at yngre beskæftigede får lavere løn, men til gengæld er mere uddannede, hvilket omvendt giver dem en højere løn end ellers.

Den største positive effekt af forskydninger mellem uddannelsesgrupper fås ved et fald i antallet med kun 8. klasse, idet denne gruppe har mindre løn end gennemsnittet, også når der korrigeres for køn, alder og jobtype.

Det bemærkes også, at de mellemlange og lange videregående tekniske og samfundsvidenskabelige uddannelser har leveret store positive bidrag til uddannelseseffekten, som følge af en stigende beskæftigelse og højere løn end gennemsnittet. Omvendt står bidraget fra de humanistiske uddannelser ikke mål med den mængdemæssige vækst, der har været i beskæftigelsen i disse grupper, når man sammenligner med de tekniske og samfundsfaglige uddannelser, hvilket er det samme som at sige, at lønnen for de humanistiske uddannelser er relativt lav.

De mellemlange og lange videregående social og sundhedsfaglige uddannelser påvirker også positivt i den offentlige sektor, mens effekten af disse uddannelser er negligerbar i den private sektor.

Tabel 7. Partielle indeks, med og uden korrektion for uddannelse, gennemsnitlige årlige ændringer 1980-1998.

	Samlet beskæftigelse		Privat sektor beskæftigelse	
	Mængde ^(a)	sammen-sætning ^(a)	Mængde ^(a)	sammen-sætning ^(a)
Ukendt	-0,34	-0,04	-0,38	-0,04
8. klasse	-0,75	0,10	-0,96	0,12
9. klasse	0,13	-0,01	0,15	-0,01
10. klasse	0,15	0,00	0,16	0,01
Almengymnasial	0,11	0,01	0,11	0,02
Erhvervsgymnasial teknisk	0,00	0,00	0,01	0,00
Erhvervsgymnasial HK	0,10	0,00	0,12	0,00
Erhvervsgymnasial andet	0,00	0,00	0,00	0,00
Erhvervsfaglig teknisk	0,33	-0,03	0,39	-0,03
Erhvervsfaglig social og sundhed	0,09	-0,01	0,01	0,00
Erhvervsfaglig HK	0,27	0,02	0,24	0,02
Erhvervsfaglig service	-0,01	0,00	-0,02	0,00
Kort videregående teknisk	0,06	0,00	0,07	0,00
Kort videregående samfundsfaglig	0,02	0,00	0,03	0,00
Kort videregående humanistisk	0,01	0,00	0,00	0,00
Kort videregående social og sundhed	0,09	0,00	0,01	0,00
Kort videregående service	0,02	0,00	0,00	0,00
Mellemlang videregående teknisk	0,06	0,02	0,07	0,03
Mellemlang videregående naturvidenskabelig	0,00	0,00	0,00	0,00
Mellemlang videregående samfundsfaglig	0,06	0,03	0,06	0,04
Mellemlang videregående humanistisk	0,03	0,00	0,02	0,01
Mellemlang videregående social og sundhed	0,15	0,02	0,02	0,00
Mellemlang videregående service	0,00	0,00	0,00	0,00
Lang videregående teknisk	0,03	0,02	0,04	0,02
Lang videregående naturvidenskabelig	0,02	0,01	0,02	0,01
Lang videregående samfundsfaglig	0,06	0,04	0,06	0,04
Lang videregående humanistisk	0,04	0,01	0,02	0,00
Lang videregående social og sundhed	0,02	0,02	0,00	0,00
Lang videregående service	0,00	0,00	0,00	0,00
Sum	0,75	0,23	0,26	0,26

Kilde: Egne beregninger.

Note: (a) Mængde og sammensætning omfatter korrektion for køn, alder og jobtype.

3.3. Diskussion

Reallokering kan dække over flere ting. Dels kan indekset vise, som ordet antyder, hvorledes arbejdskraften skifter over mod brancher, hvor lønnen er højere. Dels kan effekten dække over uobserveret heterogenitet, hvor individuelle forskelle i marginalprodukt, som ikke fanges i krydset af køn, alder, uddannelse og jobtype, varierer systematisk over brancher. Med den omfattende heterogenitet som faktisk er observeret

med opdelingen af arbejdskraften i mere end 1000 typer, når der bortses fra branchedimensionen, må det siges, at det vil være svært at observere mere heterogenitet, end der her er gjort. Det er derfor ikke usandsynligt, at en væsentlig del af den beregnede effekt af reallokering faktisk måler, at arbejdskraften er skiftet over mod mere produktiv anvendelse. Omvendt er der mulighed for, at en del af reallokerings-effekten skyldes uobserverede forskelle indenfor den enkelte gruppe. Ikke alle mandlige 40 årige økonomer er ens og får det samme i løn, der er forskelle i evner og erfaring. Det er tænkeligt, at skift i beskæftigelsen mellem brancher hænger systematisk sammen med sådanne forskelle.

En betragtelig del af den økonomiske vækst kan henføres til ændret sammensætning af beskæftigelsen. Til sammenligning med vores tal for bidraget fra sammensætningseffekter på 0,39% om året for den samlede økonomi angiver Ho og Jorgenson (1999) lidt større vækstrater for bidraget fra sammensætningseffekter i den civile arbejdsstyrke i USA. For perioden 1979-85 finder de en årlig vækstrate på 0,41% stigende til 0,54% for perioden 1985-95. De amerikanske tal er beregnet på grundlag af en væsentlig grovere inddeling af uddannelser, hvorfor de, alt andet lige, burde give et mindre bidrag fra sammensætningseffekten.

4. Konkluderende bemærkninger

Inden for rammerne af et vækstrengskab giver resultaterne i denne artikel for det første et overblik over MFP væksten i Danmark siden 1966. Hovedtendensen er en deceleration af det aggregerede output siden 1973 og en acceleration siden 1993. I USA genfindes den samme acceleration i midten af halvfemserne, hvor den er blevet sat i sammenhæng med produktivitetsstigninger i produktion af informationsteknologi og stigende anvendelse af samme.

Gevinster fra stigende anvendelse af informationsteknologi i Danmark vil slå ud i MFP residualen, da der kun i begrænset omfang er korrigeret for sammensætningseffekter for kapitalens vedkommende. Muligheden for en tilsvarende forklaring på den danske udvikling er altså til stede, men de foreliggende data giver ikke mulighed for at undersøge dette.

En betragtelig del af den økonomiske vækst i perioden 1980-1998 kan tilskrives forskydninger i beskæftigelsen mellem forskellige typer arbejdskraft og dernæst forskydninger mellem forskellige brancher, primært i den private sektor. Det anslås, at sammensætningseffekter har betydet et vækstbidrag på i gennemsnit 0,25 procentpoint om året, mens reallokerings-effekter har betydet et vækstbidrag på i gennemsnit 0,08 procentpoint om året. Effekter af uddannelse og aldersstruktur dominerer i dette billede. Stigningen i uddannelsesniveaue alene har betydet et anseligt bidrag til den økonomiske vækst på 0,13 procentpoint om året.

Tabel 8. Nogle antagelser om fremtiden.

	1980-98	2000-?	Reduktion af sammensætningseffekt
Køn	-0,08%	-0,08%	
Alder	0,17%	0,00%	0,17%
Uddannelse	0,23%	0,12% – 0,23%	0,00% – 0,11%
Jobtype	0,04%	0,00%	0,04%
			0,21% – 0,32%

Det er muligt at skønne forsigtigt over påvirkningen af den økonomiske vækst fra fremtidige forskydninger mellem de forskellige grupper i beskæftigelsen. Jeg vil kort ridse nogle antagelser op om den fremtidige udvikling, som danner grundlag for et skøn.

Antallet af beskæftigede i aldersgruppen 35-44 år faldt i perioden fra 1987 til 1994 ligesom antallet af personer i denne aldersgruppe også faldt. Nu, ti år senere, må forventes et tilsvarende fald i antallet af beskæftigede i aldersgruppen 45-54 år. Hvis faldet i antallet af beskæftigede i aldersgruppen 16-24 år hører op, og hvis antallet af beskæftigede i aldersgruppen 45-54 år begynder at falde, betyder det et bortfald eller måske ligefrem et negativt bidrag fra alderseffekten.

Der er stadig stor forskel i erhvervsfrekvensen mellem mænd og kvinder, særligt blandt de ældre. Jeg skal forudsætte at kvinders erhvervsfrekvens fortsætter sin stigning. Jeg skal også forudsætte, at effekten af skift mellem forskellige jobtyper falder bort. Denne effekt er mindsket meget over den belyste periode.

Uddannelsesniveaueet i befolkningen i alderen 25 til 64 år er steget over hele perioden. I 1980 adskilte de yngre generationer sig væsentligt fra gennemsnittet. Dette er i mindre grad tilfældet i 1998. Det må derfor forventes, at størstedelen af stigningen i uddannelsesniveaueet er slået igennem. Det er uden for rammerne af denne artikel at foretage en mere præcis vurdering af det fremtidige uddannelsesniveau. Jeg skal blot antage, at uddannelsesniveaueet næppe stiger så hurtigt fremover, som det har gjort hidtil, og regne med uændret og halveret uddannelseseffekt som yderpunkter. Disse antagelser er sammenfattet i tabel 8.

Med udgangspunkt i tabel 6 kan det således anslås, at sammensætningseffekten fremover vil være i størrelsesordenen 0,21 til 0,32 procentpoint mindre hvert år. Med en lønkvote på 66% svarer dette til en reduktion i den økonomiske vækst fremover på mellem 0,14 og 0,21 procentpoint om året. Det vil sige, at op mod en tiendedel af den økonomiske vækst kan tilskrives forskydninger i arbejdsstyrken, som nu kan høre op. Der er således tale om ganske potentialt markante tendenser.

Dertil kommer, at må man huske på, at skønnet er foretaget på vækstregnskabets præmisser, hvor især antagelsen om neutrale produktivitetstigninger er kritisk. Der er grund til at tro, at de produktivitetstigninger, der finder sted i øjeblikket, ikke er neu-

trale. Der findes således tegn på skill-biased skift i efterspørgslen efter arbejdskraft i en række OECD lande.¹⁰ Fosgerau, Jensen og Sørensen (2000) finder evidens for skill-biased skift i efterspørgslen efter arbejdskraft i Danmark, også efter der tages højde for ændringer i aldersstruktur med videre. Sådanne skift i efterspørgslen vil accentuere virkningen af mindre uddannelsesvækst. På samme måde vil en antagelse om skill-bias tilskrive det stigende uddannelsesniveau endnu større betydning for den økonomiske vækst, end det her er gjort.

10. Berman, Bound og Machin (1998) og Machin og Van Reenen (1998). For USA: Autor, Katz og Krueger (1998) og Kahn og Lim (1998).

Litteratur

- Autor, D.H., L.F. Katz og A.B. Krueger. 1998. Computing Inequality: Have Computers Changed the Labor Market? *The Quarterly Journal of Economics*, 1169-1213.
- Berman, E., J. Bound og S. Machin. 1998. Implications of Skill-biased Technological Change. *The Quarterly Journal of Economics*, 1245-179.
- Dalgaard, E. 1989. Produktivitetsudviklingen i Danmark 1966-87, Arbejdsnotat 25, Danmarks Statistik.
- Det Økonomiske Råd. 1997. Forskning og økonomisk udvikling. *Dansk Økonomi. Forår 1997*.
- Diewert, E.W. og K.J. Fox. 1999. Can Measurement Error Explain the Productivity Paradox? *Canadian Journal of Economics*, Vol. 32, nr. 2, 251-80.
- Domar, E. 1961. On the Measurement of Technological Change. *Economic Journal*, vol. 71:709-29.
- Fosgerau, M., S.H. Jensen og A. Sørensen. 2000. Skill-bias, Education and Economic Growth. CEPR DP 2000-11.
- Fosgerau, M. og A. Sørensen. 2000a. Decomposition of Economic and Productivity Growth in Denmark. Working Paper. CEPR DP 2000-2.
- Fosgerau, M. og A. Sørensen. 2000b. Et vækstregnskab for Danmark: 1966-98. I *Økonomi og Erhvervspolitik*, redigeret af Svend E. Hougaard Jensen. Copenhagen Business School Press, København.
- Greenwood, J. og B. Jovanovic. 1998. Accounting for Growth. NBER Working Paper. Fremkommer i *Studies in Income and Wealth: New Directions in Productivity Analysis*. Charles Hulten, red., University of Chicago Press.
- Ho, M.S. og D.W. Jorgenson. 2000. The Quality of the U.S. Work Force, 1948-95. Working Paper.
- Jorgenson, D.W., F.M. Gollop og B.M. Fraumeni. 1987. *Productivity and U.S. Economic Growth*, Harvard University Press, Cambridge, Massachusetts.
- Jorgenson, D.W. og K.J. Stiroh. 2000. Raising the Speed Limit: U.S. Economic Growth in the Information Age. Working Paper.
- Kahn, J.A. og J-S. Lim. 1998. Skilled Labor-Augmenting Technical Progress in U.S. Manufacturing. *The Quarterly Journal of Economics*, 1281-1308.
- Kiley, M.T. 1999. Computers and Growth with Costs of Adjustment: Will the Future Look Like the Past? Federal Reserve Board, USA. Working Paper.
- Machin, S. og J. Van Reenen. 1998. Technology and Changes in Skill Structure: Evidence from Seven OECD Countries. *The Quarterly Journal of Economics*, 1215-144.
- OECD. 2000. Economic Growth in the OECD Area: Recent Trends at the Aggregate and Sectoral Level, Paris.
- Oliner, S.D. og D.E. Sichel. 2000. The Resurgence of Growth in the Late 1990s: Is Information Technology the Story? Federal Reserve Board, USA. Working Paper.
- Solow, R. 1957. Technical Change and the Aggregate Production Function. *Review of Economics and Statistics*. 39:3, 65-94.
- Wheelan, K. 2000. Computers, Obsolescence, and Productivity. Federal Reserve Board, USA. Working Paper.

Appendiks: Data

ADAM

ADAM databasen til vækstregnskabet beskriver produktionen i 19 brancher fra 1966 til 1998. Serierne i ADAM databasen er opgjort i faste 1995-priser.¹¹ Produktionsfaktorerne omfatter to slags kapital, én slags arbejdskraft, opgjort i arbejdstimer, og 33 slags varer omfattende leverancer af materialer, energi og service fra 19 indenlandske brancher og fra 14 importbrancher. Interne leverancer i de enkelte brancher er sat til 0. Usercosten på kapital beregnes residualt i overensstemmelse med antagelserne foroven, således at al indkomst i brancherne går til aflønning af produktionsfaktorerne. Aflønningen af de to typer kapital, maskiner og bygninger, fordeles i forhold til en usercost beregnet på grundlag af interne renter på brancheniveau. Data giver således ingen mulighed for at korrigere for sammensætningseffekter vedrørende arbejdskraften og kun ringe mulighed for at korrigere samme for kapitalens vedkommende.

IDA

Datasættet omfatter befolkningen fra 1980 til 1998 opdelt i grupper. Grupperne er defineret ved alder i tiårsgrupper, køn, uddannelse i 29 grupper, jobtype i 4 grupper og branchetilknytning opdelt på 124 brancher, stort set svarende til DB93 grupperingen. I praksis er beskæftigelsen hvert år opdelt i godt 30.000 grupper. Beskæftigelsen er omregnet til fuldtidsækvivalenter på grundlag af ATP indbetalinger og siden justeret, så den passer med beskæftigelsestallene i nationalregnskabet. Denne vægtning er alene foretaget på grundlag af branchetilknytning. Der er ikke gjort noget forsøg på at omregne til arbejdstimer. Lønnen er for hele året, mens beskæftigelsen og branchetilknytningen i IDA vedrører en bestemt dato hvert år. For at tage højde for, at der findes lønindkomst hos den del af befolkningen, der var ude af beskæftigelse på denne dato, og omvendt at en del af de beskæftigede på denne dato ikke var i beskæftigelse hele året, korrigeres lønsummen for grupper af beskæftigede, således at den svarer til lønsummen for tilsvarende grupper for hele befolkningen. Denne korrektion foretages separat for hver gruppe defineret af alder, køn og uddannelse.

11. Kædede indeks ville have været at foretrække for så lang en periode.

En empirisk analyse af industri- virksomheders energiforbrug

Thomas Bue Bjørner

AKF, Amternes og Kommunernes Forskningsinstitut

SUMMARY: A micro-panel econometric analysis of the demand for energy by industrial companies is presented in this article. The analysis is based on an extensive data set which contains information on energy use and value added at company level for the majority of all industrial companies in Denmark in the period from 1983 to 1997. The estimated model is used to calculate the effect of a package of policy instruments which have been adopted since 1993 in order to reduce industrial energy use and emissions of CO₂.

1. Indledning

Som et led i at opfylde målsætningen om at reducere den samlede danske CO₂-emission er der siden 1993 blevet anvendt en række forskellige virkemidler med henblik på at begrænse energiforbruget i industrien. Disse virkemidler inkluderer traditionelle afgifter samt subsidier til investeringer i energibesparende foranstaltninger. Endvidere har de mest energiintensive virksomheder mulighed for at indgå aftaler med myndighederne, hvor virksomheden på den ene side forpligter sig til at gennemføre forskellige aktiviteter for at reducere energiforbruget mod på den anden side at få en afgiftsreduktion.

I denne artikel præsenteres en økonometrisk analyse af danske industrivirksomheders efterspørgsel efter energi. Den empiriske model bruges efterfølgende til at vurdere effekten på virksomhedernes energiforbrug af afgifterne, energiaftalerne og endelig subsidierne til energibesparelser. Analysen er baseret på en omfattende mikropanel-database, hvor udviklingen i energiforbrug og værditilvækst i de enkelte virksomheder følges over tid i perioden 1983 til 1997. Med hensyn til de forskellige virkemidler lægges i artiklen primært vægt på at vurdere den direkte *effekt* på energiforbruget, mens f.eks. spørgsmålet om, hvilken type regulering, der er mest hensigtsmæssig (efficiens), ikke behandles eksplicit.

Arbejdet bag denne artikel er støttet gennem energiforskningsprogrammet (EFP). Artiklen bygger videre på to forskningsrapporter, Bjørner, Togeby og Christensen (1998) samt Bjørner og Jensen (2000), som bl.a. indeholder en nærmere beskrivelse af den anvendte database. I forbindelse med udarbejdelsen af disse rapporter har bl.a. Martin Browning, Almas Heshmati, Alan D. Woodland, Anders Holm og Lars Gårn Hansen givet værdifulde kommentarer.

I løbet af de sidste årtier er der internationalt publiceret et efterhånden meget stort antal undersøgelser af erhvervenes efterspørgsel efter energi. Oversigter over forskellige studier og anvendte metoder kan findes i henholdsvis Atkinson og Manning (1995) og Griffin (1993). Der er ligeledes gennemført nogle undersøgelser baseret på danske data, f.eks. Thomsen (1995) og Andersen m.fl. (1998). Langt størstedelen af alle tidligere undersøgelser er baseret på aggregerede data (f.eks. makrotidsserier), mens der kun findes en håndfuld undersøgelser, som er baseret på data på virksomhedsniveau. Af disse er Woodland (1993), Lee og Pitt (1987), Bousquet og Ivaldi (1998) baseret på tværsnitsdata (inklusive gentagne tværsnit), mens kun Kleijweg m.fl. (1989), ligesom i analysen præsenteret i denne artikel, har paneldata til rådighed.¹

Der findes en række generelle argumenter for, at man (hvis det er muligt) bør bruge data på mikroniveau i stedet for aggregerede data (Baltagi, 1995). F.eks. kan argumenteres for, at data på mikroniveau er bedre til at belyse de enkelte individers valg, fordi disse valg ellers sløres ved aggregeringen. Med mikrodata er der også mulighed for at vurdere effekten af instrumenter som f.eks. energisyn/aftaler og subsidier til energibesparelser, som er vanskelige at belyse med aggregerede data, fordi det kun er en mindre del af virksomhederne, som direkte påvirkes af disse instrumenter. Konkret anvendes en såkaldt fixed effects-model, hvor der estimeres et individuelt konstantled for hver enkelt virksomhed, som kontrollerer for (tidsuafhængige) uobserverede forskelle mellem virksomhederne.

På baggrund af den estimerede model findes en samlet egenpriselasticitet for energi på -0,44. Det er lidt højere end de tidligere undersøgelser baseret på danske aggregerede tidsserier. I forhold til modellen svarer dette til, at de forskellige afgifter på energi (1997-niveau) har bidraget til en reduktion i industriens forbrug af energi svarende til 10%. Det fremgår også, at priselasticiteten er lavere i de mest energiintensive virksomheder sammenlignet med de mest energiektensive virksomheder. Energiaftalerne har tilsyneladende bidraget til at reducere energiforbruget væsentligt i de implicerede virksomheder. Med hensyn til subsidier findes ingen signifikante sammenhænge, men i de fleste afprøvede modeller har subsidierne bidraget til en lille (men statistisk set insignifikant) reduktion i energiforbruget i de berørte virksomheder.

I afsnit 2 følger en kort beskrivelse af de forskellige virkemidler, som er blevet anvendt med henblik på at reducere energiforbruget i industrivirksomhederne. I afsnit 3 introduceres modellen. Data beskrives i afsnit 4. I afsnit 5 og 6 beskrives estimationsresultater. I afsnit 7 diskuteres effekterne af de forskellige typer regulering, mens afsnit 8 indeholder en kort sammenfatning/konklusion.

1. Endvidere kan nævnes et studie af industrivirksomhedernes efterspørgsel efter elektricitet, Bjørner, Tøgeby og Jensen (2001), som er baseret på samme database, der anvendes i denne artikel.

2. Beskrivelse af virkemidler over for industriens energiforbrug

I 1993 blev der indført en generel CO₂-afgift i Danmark, som for de fleste erhvervs-virksomheder svarede til en afgift på 50 kr. pr. ton CO₂ (mens husholdningerne betalte en afgift svarende til 100 kr. pr. ton). Denne afgift svarede i 1995 til omkring 15% af prisen på elektricitet, 23% af prisen på fuelolie og 35% af prisen på kul. Afgiften var dog gradvis aftagende ned til 5 kr. pr. ton CO₂ for de mest energiintensive virksomheder.

Med virkning fra 1996 blev der indført en række ændringer af afgifterne på erhvervenes energiforbrug, jævnfør f.eks. Finansministeriet (1995). Således blev CO₂-afgiften gradvis forøget frem til 2000, og der blev indført en ny afgift relateret til svovlindholdet i de forskellige brændsler. Endvidere blev afgifterne gjort afhængige af, hvordan energien anvendes. Energi anvendt til rumopvarmning beskattes mest (lige så meget som husholdningerne), mens energi, der bruges som en del af fremstillingsprocessen, beskattes væsentligt mindre. Energi anvendt til en række specielt energiintensive (tunge) processer beskattes endnu lavere. Energi til tung proces tegnede sig i 1996 for 61% af hele industriens energiforbrug, mens let proces og rumopvarmning tegnede sig for henholdsvis 27% og 12% af industriens energiforbrug.

Allerede fra 1993 kunne de mest energiintensive virksomheder blive fritaget for CO₂-afgiften, hvis de gennemførte forskellige aktiviteter med henblik på at reducere energiforbruget (f.eks. energisyn). Ordningen om energisyn blev fra 1996 justeret og samtidig betegnet som *aftaler* (i det følgende vil begge disse ordninger dog blive benævnt *aftaler*). Virksomheder, som indgår en aftale, forpligter sig til at få gennemført et energisyn, gennemføre de mest rentable af de anbefalede energieffektiviseringer og i øvrigt indføre systematisk energiledelse. Aftalerne har en varighed af tre år, men kan fornys.²

Fra 1996 skelnes således mellem fem forskellige afgiftniveauer på hver type energi afhængig af anvendelsen af energien, og hvorvidt der er indgået en aftale. Som et eksempel viser tabel 1 afgifterne for fuelolie, naturgas og elektricitet i 1996 og 2000 (hvor afgifterne er faset helt ind).

Provenuet fra afgifterne på energi skal føres tilbage til erhvervene, hvilket bl.a. sker gennem reduktion af arbejdsgivernes arbejdsmarkedsbidrag og gennem subsidier til investeringer i energibesparelser, som blev indført fra 1993. Gennem denne ordning kan virksomheder typisk opnå støtte med op til 30% af omkostningen ved energieffektiviseringer. Det er intentionen kun at støtte projekter, som ikke ellers ville være blevet gennemført. I praksis er dette udmøntet ved kun at støtte projekter, som har en tilbage-

2. Der er løbende sket ændringer af betingelserne for at indgå en aftale. I 1997 blev det f.eks. indført, at energisynsrapporterne skulle verificeres af en anden energikonsulent. Til gengæld gik man fra 2000 (dvs. efter den periode, der er dækket af den empiriske analyse beskrevet her) væk fra, at der i forbindelse med aftalen skulle gennemføres et energisyn, mens der i stedet blev lagt øget vægt på energiledelse, jf. Energystyrelsen (2000a).

Tabel 1. Samlede effektive afgifter for udvalgte typer energi (kr./GJ).

Energitype	Anvendelse/aftale	1996	2000
Fuelolie	Opvarmning	22,20	56,72
	Let proces (uden aftale)	6,11	9,24
	Let proces (med let aftale)	6,11	7,52
	Tung proces (uden aftale)	2,59	4,16
	Tung proces (med tung aftale)	2,43	2,43
Naturgas	Opvarmning	5,81	43,44
	Let proces (uden aftale)	2,78	5,00
	Let proces (med let aftale)	2,78	3,78
	Tung proces (uden aftale)	0,28	1,39
	Tung proces (med tung aftale)	0,17	0,17
Elektricitet	Opvarmning	60,28	169,17
	Let proces (uden aftale)	16,39	28,61
	Let proces (med let aftale)	16,39	22,50
	Tung proces (uden aftale)	3,89	10,56
	Tung proces (med tung aftale)	3,33	4,44

Kilde: »Erhvervsmodellen« beskrevet i Økonomiministeriet (1999) og egne beregninger.

betalingstid på mere end to år. De udbetalte tilskud til de enkelte virksomheder varierer fra få tusinde kr. til adskillige millioner. I 1993 og 1997 blev der i alt udbetalt henholdsvis 63 og 155 mio. kr. til virksomheder i industrien.

Ud fra en snæver betragtning om at påvirke energiforbruget virker det noget komplicerede afgiftssystem ikke videre hensigtsmæssigt, idet afgiften er mindre for virksomheder med størst (relativt) energiforbrug, men udformningen af systemet skal bl.a. ses på baggrund af et ønske om at skåne virksomheder i international konkurrence. Med hensyn til aftalerne om energieffektivisering kan der (måske) også ud fra en mere miljømæssig betragtning argumenteres for, at det vil være uhensigtsmæssigt, hvis de mest energiintensive industrielle processer flyttes til lande med en mere lempelig CO₂-politik, hvilket på grund af CO₂-problemets grænseoverskridende karakter også vil påvirke Danmark.³

3. Model

Der anvendes en simpel enkeltligningsmodel for virksomheders efterspørgsel efter produktionsfaktoren energi, hvor der tages udgangspunkt i følgende funktionelle form:

3. Hvis forureningen ikke er grænseoverskridende, er det vanskeligere at finde økonomiske argumenter for, at miljøpolitikken i f.eks. Danmark skal tilpasse sig eller overhovedet koordineres med andre lande, jf. f.eks. Oates and Schwab (1988) eller Hoel (1997).

$$LE8_{it} = \alpha_i + \beta_1 LFVA_{it} + \beta_2 LPE8_{it} + \beta_3 DCO2AG_{it} + \beta_4 SUBVA + \lambda_t + v_{it}$$

$$v_{it} \sim i.i.d N(0, \sigma_v^2 I) \quad (1)$$

hvor $LFVA_{it} = \text{Log}(VA_{it} / PVA_{Bt})$
 $LPE8_{it} = \text{Log}(PE8_{it} / PVA_{Bt})$
 t = år (83, 85, 88, 90, 93, 95, 96, 97)
 i = industrivirksomhed (1...3762)
 B = industribranche ud fra nationalregnskabet (1...56).

I modellen angiver $LE8_{it}$ det samlede energiforbrug (målt i logaritmer) i virksomhed i på tidspunkt t . Energiforbruget er givet som en funktion af den enkelte virksomheds værditilvækst og den relative energipris for virksomheden. Værditilvæksten i faste priser er beregnet som værditilvæksten i løbende priser delt med en deflator for værditilvæksten i den industribranche, som virksomheden tilhører. Den relative energipris er beregnet som energiomkostningen pr. energienhed delt med deflatoren for værditilvækst. Sidstnævnte kan ses som en indikator for prisen på alternative faktorer (arbejdskraft og kapital).⁴

Dummy-variablen $DCO2AG$ har værdien 1 for virksomheder, som har (eller inden for de sidste par år har haft) en aftale om energieffektivisering. Variablen $SUBVA$ angiver udbetalte subsidier målt som procent af værditilvæksten i virksomheden. På tidspunkt t er subsidierne målt som de akkumulerede subsidier betalt til virksomheden fra 1993 til år t . Baggrunden for denne specifikation er, at investeringer i energieffektivisering må formodes at have effekter på energiforbruget, som varer længere end et enkelt år.⁵

Parametrene β_1 og β_2 angiver efterspørgselselasticiteten med hensyn til værditilvæksten og energiprisen. Parameteren β_3 angiver den procentvise effekt på energiforbruget forårsaget af en aftale. Parameteren måler effekter af aftalen, som ligger ud over den effekt, der vedrører, at aftalevirksomheder betaler mindre afgifter. Endelig er β_4 en form for semi-elasticitet, som angiver den procentvise ændring i energiforbruget ved subsidier (akkumulerede) svarende til én procent af værditilvæksten i virksomheden.

4. Modellen beskriver en måske noget simpel produktionsfunktion med kun to faktorer. Udgangsmodellen er ikke direkte udledt fra en bestemt specifikation af en produktionsfunktion, men den kan betragtes som en approximation til en CES-funktion med faktorerne energi og et sammensat input af kapital og arbejdskraft, jf. f.eks. Danmarks Statistik (1997). I fremtidigt arbejde med databasen forventes det, at kapital og arbejdskraft vil blive inddraget mere eksplicit.

5. Analysen er foretaget på data frem til 1997. På længere sigt må det formodes, at effekten af tidligere udbetalte subsidier og ikke fornyede aftaler er aftagende. Med hensyn til tidshorisonten for effekten af aftaler og subsidier er alternative formuleringer blevet afprøvet, men disse synes ikke at give en bedre forklaring på udviklingen i energiforbruget, jf. Bjørner og Jensen (2000).

I modellen angiver α_i »individuelle« virksomhedskonstanter (fixed effects), som ofte anvendes i modeller med paneldata for at kontrollere for uobserverede virksomhedsrelaterede (tidsinvariante) variable, som påvirker de enkelte virksomheders energiforbrug, jævnfør f.eks. Baltagi (1995). Parametrene λ_t angiver tidsdummier, som kan kontrollere for uobserverede tidsvariante variable, som påvirker virksomhederne på samme måde, f.eks. eksogene teknologiske ændringer eller klimatiske forhold.

I modellen er alle parametre – bortset fra α_i – fælles for alle virksomheder. Det virker imidlertid rimeligt, at virksomheder med forskellige karakteristika reagerer forskelligt på ændringer i f.eks. værditilvækst og priser. Efter at have estimeret udgangsmodellen vil der derfor blive afprøvet alternative formuleringer, som tillader, at pris- og produktionselasticiteterne kan variere med virksomhedskarakteristika såsom størrelse, energiintensitet og industribranche.

4. Data

Databasen tager udgangspunkt i otte tællinger af industrivirksomheders energiforbrug, som Danmarks Statistik har gennemført for årene 1983, 1985, 1988, 1990, 1993, 1995, 1996 og 1997. Oplysninger om energiforbrug er herefter koblet med data fra regnskabsstatistikken, hvorfra bl.a. oplysninger om værditilvæksten er hentet. Primære data findes for alle virksomheder med mindst 20 ansatte. Fra 1995 er dog »kun« indhentet oplysninger for halvdelen af virksomhederne med 20-50 ansatte.⁶

Energitællingerne indeholder oplysninger om energiforbrug i fysiske enheder fordelt på forskellige typer af energi. For elektricitet og fjernvarme findes endvidere oplysninger om den samlede udgift ved købet, som bruges til at beregne den gennemsnitlige udgift pr. energienhed for hver virksomhed for disse to typer af energi. For andre typer energi er anvendt generelle priser. Oplysninger om, hvilke virksomheder der har indgået aftaler og fået subsidier, er leveret af Energistyrelsen, mens oplysninger om deflatorer, energiafgifter og generelle energipriser er indsamlet fra nationalregnskabet og andre kilder.

Det samlede energiforbrug i de enkelte virksomheder er beregnet som summen (målt ved energiindholdet) af otte af de væsentligste typer energi (elektricitet, fjernvarme, kul, LPG, fuelolie, gasolie, naturgas og bygas).

»Prisen« på energi er en gennemsnitspris, der er beregnet som de samlede omkostninger til energi delt med det samlede energiforbrug (i joule).⁷ Dette implicerer, at pri-

6. Enheden i analysen – som i artiklen betegnes som »virksomheder« – er egentlig de såkaldte faglige enheder, som består af alle arbejdssteder inden for samme branche tilhørende samme firma.

7. Både energiforbrug og energiprisen er således »aggregeret« i forhold til energiindhold. Der er argumenter mod at aggregere ved hjælp af energiindhold, jf. f.eks. Nguyen (1987) eller Danmarks Statistik (1997), og i makrostudier bruges ofte Tornqvist eller Fischer-indeks i stedet for energiindhold. Der er imidlertid vanske-

sen på energi varierer mellem de forskellige virksomheder, fordi gennemsnitsprisen afhænger af fordelingen af de enkelte virksomheders energiforbrug på energityper, idet der er betydelige forskelle i prisen pr. joule el (relativ dyr) og prisen pr. joule af f.eks. fuelolie eller naturgas. Generelt bruger virksomheder med energiintensive industrielle processer oftere billigere brændsler, mens de mindst energiintensive har større andel af den dyrere elektricitet.

I analysen er ikke medtaget virksomheder, som kun kan identificeres tidsmæssigt i et enkelt år. Endelig er industrivirksomheder med decentral produktion af elektricitet eller fjernvarme ikke medtaget i analysen.⁸ Det er kun et lille antal virksomheder, som har lokal energiproduktion, men disse er til gengæld meget energiintensive og tegner sig for en betydelig andel af det samlede energiforbrug i industrien.

Alt i alt medtages i analyserne 16.859 observationer for 3.762 forskellige virksomheder, svarende til hovedparten af alle industrivirksomheder i perioden og det meste af den samlede værditilvækst. Af disse virksomheder har omkring 9% (348 virksomheder) siden 1993 fået udbetalt subsidier til energieffektivisering, mens omkring 2% (60 virksomheder) har været berørt af en aftale.

5. Estimationsresultater og funktionel form

I dette afsnit sammenlignes forskellige varianter af modellen beskrevet i afsnit 3. I første omgang skelnes ikke mellem forskellige industribrancher.

I tabel 2 sammenlignes i de to første modeller estimationsresultater i modeller med fælles konstantled og individuelle konstantled for hver virksomhed (fixed effects). Det fremgår, at de individuelle virksomhedskonstanter har stor betydning på de estimerede elasticiteter. Eksempelvis er elasticiteten med hensyn til værditilvækst omkring 1 i modellen med fælles konstantled, mens der er faldende skalaafkast i fixed effects-modellen. For priselasticiteterne er der endnu større forskelle, idet priselasticiteten er så høj som -1,368 i modellen med fælles konstantled, mens den er -0,495 i modellen med fixed effects.

Når elasticiteterne i de to typer af modeller sammenlignes, skal man være opmærksom på, at parametrene i fixed effects-modellen i realiteten bestemmes ud fra de tidsmæssige variationer i variablerne. Således er det ændringerne over tid i værditilvækst og energipris *inden for* de enkelte virksomheder, som bestemmer ændringerne i ener-

ligheder forbundet ved at bruge disse indeks i dette tilfælde. Dels er »prisen« i nogle tilfælde ikke observeret, medmindre virksomheden bruger pågældende type energi. Dels er det vanskeligt at finde vægte til indekseringen, som giver mening for alle observationer (specielt med hensyn til fjernvarme og naturgas, fordi det ikke er alle virksomheder, der har mulighed for at bruge disse typer af energi).

8. Dels fordi det er vanskeligt at beregne afgifterne for disse virksomheder præcist, og dels fordi det ville være nødvendigt at kende konverteringstabet ved den lokale energiproduktion for at beregne et udtryk for energiforbruget, der er sammenligneligt med de øvrige virksomheders.

Tabel 2. Estimationsresultater for forskellige funktionelle former.

Modeltype	Pooled ($\alpha_i = \alpha$)	Fixed effects (α_i)	Fixed effects (α_i) med andenordens effekter		
Modelnr.	1	2	3	4	5
LFVA	1,040 (0,012)	0,550 (0,013)	0,080 (0,105)*	0,542 (0,013)	0,179 (0,104)*
LPE8	-1,368 (0,036)	-0,495 (0,019)	0,753 (0,137)	0,670 (0,135)	-0,488 (0,019)
LFVA×LFVA	–	–	0,023 (0,005)		-0,018 (0,005)
LPE8×LPE8	–	–	0,146 (0,016)	-0,137 (0,016)	
DCO2AG	1,329 (0,100)	-0,172 (0,045)	-0,136 (0,045)	-0,135 (0,046)	-0,174 (0,044)
SUBVA	0,599 (0,090)	-0,002 (0,032)*	-0,012 (0,029)*	-0,014 (0,030)*	0,001 (0,030)*
σ^2	0,7554	0,0867	0,0854	0,0857	0,0865
R^2	0,6840	0,9718	0,9723	0,9722	0,9719
RSS	–	1134,04	1117,45	1121,67	1131,29
R^2 within	–	0,4426	0,4510	0,4490	0,4443
Parametre	12	3773	3775	3774	3774
N	16859	16859	16859	16859	16859

Bem.: White standard error i parentes. I R^2 indgår også bidraget fra de mange virksomhedskonstanter (fixed effects). R^2 within er et mål for, hvor godt modellen beskriver data ud over den forklaring, som ligger i de individuelle konstanter. En »*« angiver parametre, som ikke er signifikante på 5%-niveau. Årsdummier λ_{83} ... λ_{97} og fixed effects (konstant i model 1) er med i alle modeller, men er ikke gengivet.

giforbruget. I modsætning hertil er parametrene i den poolede model med fælles konstantled også bestemt af variation mellem virksomhederne.

På den baggrund er det plausibelt, at der i fixed effects-modellen er faldende skalaafkast (0,550). En del af energiforbruget (f.eks. til lys og opvarmning) varierer således ikke med aktivitetsniveauet i virksomheden. Skalaparameteren i fixed effects-modellen skal formentlig tolkes som en kortsigtselasticitet. Med hensyn til tidshorisont kan der argumenteres for, at variationen i energiforbrug og produktion mellem forskellige virksomheder er bedre til at fange mere langsigtede effekter. I modellen med fælles konstantled fås da også en elasticitet med hensyn til værditilvæksten på omkring 1, hvilket er en meget plausibel langsigtet elasticitet.⁹

I forhold til priselasticiteten er der imidlertid grund til at være skeptisk med hensyn til den høje priselasticitet i den poolede model. Som diskuteret i ovenstående afsnit er der en tendens til, at virksomheder med meget energiintensive processer i højere grad anvender billigere typer af energi. Derfor vil energiintensive virksomheder også tendere til at have lave gennemsnitlige energipriser. Den høje »priselasticitet« i modellen med fælles konstantled kan derfor let være opad biased, fordi den afspejler forskelle i fordelingen af forskellige energityper i stedet for at fange egentlige adfærdseffekter afledt af ændrede priser. I fixed effects-modellen, hvor det er variationerne over tid i pri-

9. I Baltagi (1995) afsnit 10.6.2 findes en yderligere diskussion om tolkningen af fixed effects versus tværsnitsestimater i forhold til kort/langt sigt.

Tabel 3. Elasticiteter og funktional form.

Elasticitet med hensyn til:	Niveau af variablene (LFVA and LPE8)	Model 3	Model 4
Værditilvækst	Lav (10% fraktil = 8,98)	+0,49	+0,54
	Median (50% fraktil = 9,99)	+0,54	+0,54
	Højt (90% fraktil = 11,65)	+0,62	+0,54
Energipris	Lavt (10% fraktil = 3,97)	-0,41	-0,42
	Median (50% fraktil = 4,53)	-0,57	-0,57
	Højt (90% fraktil = 5,10)	-0,74	-0,73

serne, der bestemmer priselasticiteten, vil den potentielle bias være mindre, idet sammensætningen mellem dyre og billige typer af energi er betydelig mere stabil inden for de enkelte virksomheder (over tid) sammenlignet med variationen i forskellige typer af energi mellem virksomheder.

Ved en sammenligning af model 1 og 2 fremgår det også, at de individuelle konstantled bidrager med en væsentlig (og statistisk set signifikant) del af forklaringen af energiforbruget. I det følgende fokuseres derfor udelukkende på modeller med fixed effects.¹⁰

I modellerne 3-5 i tabel 2 afprøves forskellige funktionelle former, hvor kvadrerede led af energiprisen og værditilvæksten er medtaget. Det fremgår af model 3 og 4, at det kvadrerede led for prisen giver en signifikant forbedring af modellen. Når det kvadrerede led for værditilvæksten medtages (model 3 og 5), bliver førsteordensledet af værditilvækst insignifikant, hvilket formentlig afspejler høj korrelation mellem $LFVA$ og $LFVA \times LFVA$.

Når der medtages kvadrerede led, kan elasticiteterne ikke direkte aflæses af parametrene, fordi elasticiteterne i så fald vil afhænge af niveauet for de pågældende variabler. Tabel 3 viser elasticiteter for model 3 og 4 for højt/median/lavt niveau af værditilvæksten og energiprisen (hvor høj og lav er defineret som henholdsvis 90%- og 10%-fraktilerne i fordelingen af værditilvækst og energipris).

Det ses af tabel 3, at priselasticiteten varierer betydeligt med niveauet på energiprisen. Elasticiteten med hensyn til værditilvæksten varierer også med niveauet, men ikke så udtalt som priselasticiteterne. Af tabel 2 (model 5) fremgår det, at medtagelsen af det kvadrerede led for værditilvæksten kun giver en beskedent forbedring af modellen sammenlignet med model 2. På den baggrund foretrækkes at gå videre med model 4.

Priselasticiteten er næsten dobbelt så stor for virksomheder med høj gennemsnitlig

10. En såkaldt random effects-model er også estimeret (nogenlunde samme elasticiteter som i model med fælles konstantled), men de restriktioner, der ligger i random effects-modellen set i forhold til fixed effects-modellen, forkastes ved en Hausman test.

energipris som for virksomheder med lav energipris. Virksomheder, som har en stor andel af billigere typer af energi, er også generelt energiintensive virksomheder. En supplerende tolkning af tabel 3 er derfor, at priselasticiteten i energiintensive virksomheder er lav (numerisk) sammenlignet med priselasticiteten i energiekstensive virksomheder.

I initiale regressionser er det også søgt at medtage et interaktionsled mellem værditilvækst og pris (dvs. $LFVA \times LPE8$). Dette led er imidlertid ikke signifikant, hvilket bl.a. implicerer, at priselasticiteten ikke er påvirket af størrelsen af virksomheden (hvor størrelse er repræsenteret ved værditilvæksten).¹¹

Med hensyn til energiaftaler fås (i modellerne med fixed effects) som forventet negative parametre, som også er signifikant forskellige fra nul. Til variabelen for subsidier fås ligeledes en negativ parameter i de fleste af fixed effects-modellerne, men denne er ikke signifikant forskellig fra nul.

6. Model med forskelle mellem brancher

Hidtil er parametrene til værditilvækst og priser begrænset til at være fælles for virksomheder i forskellige industribrancher. Det er imidlertid plausibelt, at efterspørgselsparametrene varierer mellem forskellige industribrancher f.eks. på grund af forskelle i den anvendte teknologi. I tabel 4 er de estimerede parametre til værditilvækst og de to led med priser tilladt at variere mellem 13 forskellige industribrancher.

Man kunne også forestille sig, at virksomheder i forskellige brancher reagerer forskelligt på aftaler og subsidier, men på grund af det relativt lave antal observationer med aftaler og subsidier er størrelsen af disse parametre restrikeret til at være fælles på tværs af brancher.

Parametrene til de to prisled kan ikke tolkes direkte. Derfor er der beregnet (højre søjle) gennemsnitlige priselasticiteter for virksomheder i de forskellige industribrancher (vægtet med energiforbruget i de enkelte virksomheder). Elasticiteterne med hensyn til værditilvækst i de enkelte brancher svarer til de estimerede parametre (anden søjle i tabel 4).

Det fremgår af tabel 4, at der er nogle forskelle i efterspørgselsparametrene i de forskellige brancher.¹² Med hensyn til værditilvæksten ligger efterspørgselselasticiteter-

11. De kvalitative resultater vedrørende priselasticiteten (dvs. at denne varierer med energiintensiteten, men ikke med størrelsen af virksomheden) kan også findes ved alternativt at opdele virksomhederne i grupper afhængig af energiintensitet og størrelse, og herefter estimere priselasticiteter, som tillades at variere mellem disse grupper. En beskrivelse af denne analyse findes i Bjørner, Tøgeby og Christensen (1998).

12. En almindeligt F-test bekræfter, at modellen med brancheafhængige parametre (over for model 4 i tabel 2) giver en signifikant bedre beskrivelse af energiforbruget.

Tabel 4. Model med brancheafhængige parametre.

Industribranche	Brancheafhængige parametre			Beregnet priselasticitet (vægtet)
	LFVA	LPE8	LPE8×LPE8	
Udvinding (grus, ler, sten og salt mv.)	0,19 (0,27)*	-0,30 (1,86)*	-0,017 (0,233)*	-0,43
Nærings- og nydelsesmiddelindustri	0,57 (0,03)	-0,21 (0,18)*	-0,031 (0,021)*	-0,45
Tekstil-, beklædnings- og læderindustri	0,44 (0,04)	1,79 (0,26)	-0,259 (0,029)	-0,35
Træindustri	0,55 (0,07)	1,45 (0,37)	-0,216 (0,041)	-0,39
Papir og grafisk industri	0,56 (0,05)	2,06 (0,61)	-0,279 (0,065)	-0,35
Kemisk industri	0,58 (0,07)	-0,13 (0,33)*	-0,047 (0,038)*	-0,51
Gummi- og plastindustri	0,65 (0,05)	1,72 (0,61)	-0,250 (0,064)	-0,52
Sten-, ler- og glasindustri mv.	0,50 (0,06)	1,56 (0,38)	-0,228 (0,044)	-0,21
Fremstilling og forarbejdning af metal	0,56 (0,04)	1,62 (0,28)	-0,244 (0,032)	-0,51
Maskinindustri	0,53 (0,03)	1,57 (0,30)	-0,232 (0,034)	-0,48
Elektronikindustri	0,61 (0,04)	1,46 (0,31)	-0,243 (0,037)	-0,69
Transportmiddelindustri	0,58 (0,06)	1,35 (0,35)	-0,224 (0,040)	0,56
Møbelindustri og anden industri	0,49 (0,05)	1,96 (0,29)	-0,282 (0,033)	-0,56
Fælles parametre				
DCO2AG		-0,0927 (0,049)*		
SUBVA		-0,0173 (0,032)*		
λ_{83}		-0,117 (0,018)		
λ_{85}		-0,159 (0,015)		
λ_{88}		-0,349 (0,012)		
λ_{90}		-0,257 (0,011)		
λ_{93}		-0,196 (0,012)		
λ_{95}		-0,139 (0,010)		
λ_{96}		-0,033 (0,008)		
λ_{97}		0 (base case)		
σ_v^2		0,0847		
R^2		0,9726		
RSS		1104,53		
R^2 within		0,4574		
Parametre		3810		
N		16859		

Bem.: White standard error i parentes. I R^2 indgår også bidraget fra de mange virksomhedskonstanter (fixed effects). R^2 within er et mål for, hvor godt modellen beskriver data ud over den forklaring, om ligger i de individuelle konstanter. En »*« angiver parametre, som ikke er signifikante på 5%-niveau. De 13 brancher svarer til industribrancherne i Danmarks Statistiks 53-standardgruppering (olieraffinaderier er dog ikke medtaget).

ne generelt mellem 0,44 og 0,65 i de forskellige brancher¹³, mens den gennemsnitlige (vægtede) elasticitet for hele industrien er +0,54.

De vægtede priselasticiteter ligger mellem -0,21 og -0,69 for de forskellige industribrancher. Den samlede (vægtede) priselasticitet for hele industrien er -0,44.

13. Eneste undtagelse er Udvinding, men der er kun få observationer i denne branche, som er den mindste af de 13 brancher (kun mellem 3-11 virksomheder i de forskellige år).

Den gennemsnitlige priselasticitet er lidt højere end det tidligere er fundet for Danmark i studier baseret på makrotidsserier. Thomsen (1995) finder således en egenpriselasticitet for energi på $-0,14$ for hele fremstillingssektoren. I EMMA-modellen er priselasticiteten for hele fremstillingssektoren på $-0,26$, mens priselasticiteten er mellem $-0,10$ og $-0,35$ i de forskellige industribrancher, jævnfør Andersen m.fl. (1998) eller Danmarks Statistik (1997).

I forhold til studier baseret på aggregerede tidsserier fra andre lande er den her estimerede priselasticitet dog ikke specielt høj. Gennemsnit og median af elasticiteter fra alle tidsseriestudierne i Atkinson og Mannings (1995) oversigt er således på henholdsvis $-0,38$ og $-0,44$ (i tværnsnittstudier baseret på makrodata fås dog højere elasticiteter omkring -1). Endvidere har elasticiteterne for både værditilvækst og energipris samme størrelsesorden som i Kleijweg m.fl. (1989), der også anvender paneldata til at estimere industrivirksomheders efterspørgsel efter energi. Kleijweg m.fl. (1989) finder – i lighed med denne undersøgelse – at prisfølsomheden er lavere i energiintensive virksomheder.

Der fås en parameter til *DCO2AG*, som svarer til en 9% reduktion i energiforbruget i virksomheder, som har indgået en aftale med Energistyrelsen. Dette er lidt mindre end i modellerne gengivet i tabel 2, hvor der ikke var taget højde for forskelle mellem brancherne. Effekten på 9% er dog akkurat ikke signifikant på 5% (*t*-værdien på 1,89 svarer til en sandsynlighed på 0,058). Der findes en negativ parameter til variabelen for subsidier på $-0,017$, men ligesom i de tidligere modeller er denne ikke signifikant forskellig fra nul.¹⁴

7. Om effekten af afgifter, aftaler og subsidier

I dette afsnit vurderes effekterne af de forskellige virkemidler på baggrund af de estimerede parametre gengivet i tabel 4, og der sammenlignes med andre undersøgelser af effekten af aftaler og subsidier.¹⁵

Ses i første omgang på effekterne af de forskellige energiafgifter kan modellen f.eks. bruges til at vurdere, hvor stor effekt afgifterne har haft på det samlede energiforbrug i industrien, idet der tages hensyn til, at virksomheder reagerer forskelligt på ændringer i omkostningerne afhængigt af branche, og hvorvidt de har en høj gennem-

14. Der er lavet en række supplerende estimationer for at vurdere, hvor følsom den estimerede effekt på 9% er i forhold til model og data. F.eks. er afprøvet alternative beskrivelser af den teknologiske (eller uforklarede) udvikling over tid, og det er forsøgt kun at medtage de mest energiintensive af virksomhederne, men det giver ikke væsentligt forskellige resultater.

15. En virksomhed vælger selv, om den vil søge om subsidier eller prøve at indgå en aftale med myndighederne om energieffektivisering. Generelt kan en sådan selv-selektion give mulighed for skæve parametre for estimerede effekter. Fixed effects-modellen kontrollerer imidlertid for nogle former for selv-selektion (selv-selektion relateret til tidsinvariante forskelle mellem virksomhederne), jf. f.eks. Heckmann og Robb (1985).

snitlig omkostning pr. energienhed (hvilket igen afspejler forskelle i energiintensitet i produktionen). Reduceres energiomkostningerne i alle virksomheder med et niveau svarende til afgiften i 1997 kan ud fra modelsimulation beregnes, at dette giver en forøgelse i det samlede energiforbrug i industrivirksomhederne på i alt ca. 10%.

Vedrørende effekten af energiaftalerne er der i den foretrukne model fundet en parameter, som svarer til et 9% lavere niveau for energiforbruget i virksomheder med aftale sammenlignet med perioden før aftale. Som beskrevet i afsnit 2 indeholder energiaftalerne to elementer. På den ene side får virksomhederne en reduktion i energiafgiften i aftaleperioden (isoleret set vil dette trække i retning af at øge energiforbruget). På den anden side forpligter virksomhederne sig til at gennemføre forskellige aktiviteter for at reducere energiforbruget (energisynd, energiledelse mv.). Den estimerede parameter svarende til 9% relaterer sig til det sidste element, mens påvirkningen gennem afgiftsreduktionen fanges gennem de estimerede parametre til energipriserne. Bruges modellen til at beregne, hvor stor effekt afgiftsreduktionen har på energiforbruget i virksomheder med aftaler, fremgår det, at denne effekt i 1997 kun var en stigning på omkring 1% af energiforbruget i aftalvirksomhederne.¹⁶ Af dette fremgår det, at virksomheder, som har indgået aftale, har reduceret deres energiforbrug mere, end de ville have gjort, hvis de ikke havde haft mulighed for at indgå aftale, men blot havde betalt samme afgifter som andre virksomheder.¹⁷

I forhold til en vurdering af afgifter over for aftaler hører det dog med til billedet, at der er forskellige grader af usikkerhed relateret til effekten af de pågældende instrumenter – både når disse vurderes snævert statistisk ud fra den estimerede model, og også når der ses på, hvilke supplerende undersøgelser der måtte findes. Med hensyn til effekten af afgifter er priselasticiteten rimeligt godt bestemt (lille usikkerhed på den estimerede parameter), og der er mange andre undersøgelser, som finder priselasticiteter for energi i nogenlunde samme størrelsesorden. Sammenlignet hermed er parameteren til aftaler ikke særlig godt bestemt (kun signifikant på 10%). Da det kun er ca. 2% af virksomhederne i databasen, som har indgået en aftale, og da aftalerne kun har haft indflydelse i den sidste del af den analyserede periode, er der heller ikke meget information i databasen, som kan bruges til at bestemme effekten (sammenlignet med effekten af f.eks. værditilvækst og priser).

Et par »bottom-up«-studier af de danske aftaler har fundet betydeligt lavere effekter på kun 3% reduktion af forbruget af energi/elektricitet, jf. f.eks. Johansson og Togeby (1999) for en oversigt. Disse bottom-up-studier er dog generelt lavet uden egentlige kontrolgrupper. Endvidere har de fokuseret på de direkte effekter af de investerings-

16. Rabatten i afgifterne er dog relativ beskeden i 1997 sammenlignet med senere år, så dette tal vil formentlig være større senere (1997 er imidlertid det sidste år, hvor der er opdaterede oplysninger i databasen).

17. I Segerson og Miceli (1998) opstilles en teoretisk model, som giver et lignende resultat.

projekter, der er blevet aftalt i forbindelse med energisynet, mens den eventuelle effekt af f.eks. bedre energiledelse ikke er medtaget. Forskellen mellem det her beskrevne studie og de tidligere bottom-up-studier kan derfor muligvis tilskrives, at forpligtelsen til bedre energiledelse har haft en væsentlig effekt på energiforbruget.¹⁸

Med hensyn til effekten af subsidier er der i de fleste estimerede modeller fundet en negativ parameter, som dog ikke er særlig godt bestemt (ikke signifikant forskellig fra nul). I modellen med forskelle mellem brancherne var den (insignifikante) parameter således på -0,017. Parameteren er vanskelig at tolke direkte, men på baggrund af størrelsen af subsidier, energiforbrug og værditilvækst i de berørte virksomheder, kan den tilhørende effekt på energiforbrug og endelig CO₂-emissioner simuleres. En sådan beregning viser, at den gennemsnitlige reduktion svarer til 0,22 kg CO₂ pr. kr. betalt i subsidier pr. år.¹⁹

I en anden nylig bottom-up-evaluering fandtes en noget højere effekt af subsidierne på 0,51 kg CO₂ pr. kr., jævnfør Ravn og Sørensen (1998) og Energistyrelsen (2000b). Denne evaluering var baseret på en gennemgang af de forventede effekter af investeringen, som er en del af ansøgningen om støtte. Igen er der forskellige mulige forklaringer på den (tilsyneladende) lavere effekt af subsidier fundet i den økonometriske analyse sammenlignet med bottom-up-analysen. Sidstnævnte kan f.eks. have vanskeligt ved at tage højde for, hvor mange virksomheder der opnår støtte til projekter, som ville være gennemført under alle omstændigheder,²⁰ Endvidere vil virksomhederne formentlig ikke tendere til at underdrive de forventede effekter på CO₂-udledningen af de projekter, de søger støttet. Det skal dog igen understreges, at parameterestimatet på -0,017, som gav effekten 0,22 kg CO₂ pr. kr., er meget dårligt bestemt, og at en parameter svarende til en reduktion på 0,51 kg CO₂ pr. kr. ligger inden for konfidensintervallet. Det kan således ikke afvises, at effekten af subsidierne er lige så stor som fundet i den tidligere evaluering – ligesom det heller ikke kan afvises, at subsidierne ikke har haft nogen effekt overhovedet.

18. Dette er dog kun en potentiel forklaring, og umiddelbart virker det måske urealistisk, at bedre energiledelse kan give en reduktion i energiforbruget på op mod 6%, da virksomhederne jo må formodes løbende at realisere større besparelser i omkostningerne. På den anden side peger en række studier på, at der findes en række tekniske muligheder for at forbedre energieffektiviteten i den private sektor, som ikke bliver realiseret, selv om de giver rimelige afkast ud fra standardkriterier. Lav ledelsesmæssig fokusering på energiomkostningen har været nævnt som en mulig forklaring af dette »energy efficiency- paradoks«, jf. f.eks. Velt-huijsen (1993) og DeCanio (1993).

19. Hvis det (ad hoc) antages, at de støttede effekter har en (konstant) effekt i præcis otte år (og hvis fremtidige CO₂-reduktioner tilbagediskonteres med en 6% rate) betyder det, at der i gennemsnit skal udbetales subsidier på 701 kr. for at opnå en 1 ton reduktion i CO₂ (inklusive tilbagediskonterede fremtidige CO₂-reduktioner).

20. Der er dog foretaget en korrektion for forventet free-riding i Energistyrelsens evaluering.

8. Sammenfatning og konklusion

Der er estimeret en model for industriens efterspørgsel efter energi, som er baseret på oplysninger om udviklingen i de enkelte virksomheders energiforbrug og værditilvækst. Der er fundet en samlet energipriselasticitet på -0,44 på hele industrien, hvilket er en smule højere end tidligere fundet i undersøgelser baseret på danske (aggregerede) data. Tilsyneladende er priselasticiteten lavere i energiintensive virksomheder sammenlignet med energiektensive, mens størrelsen af virksomheden ikke har betydning for prisfølsomheden.

I overensstemmelse med den negative priselasticitet har energiafgifterne bidraget med en pæn reduktion i industriens energiforbrug – svarende i 1997 til i alt 10% af energiforbruget i industrivirksomhederne. Hvad angår de subsidier, der er udbetalt til energieffektivisering i virksomhederne, giver analysen ikke noget klart svar på størrelsen af effekten på energiforbruget og CO₂-udledningen (eller om subsidierne overhovedet har haft nogen effekt), men et forsigtigt skøn peger dog i retning af, at subsidierne har haft mindre effekt end fundet i en nylig evaluering af ordningen.

Til gengæld synes energiaftalerne mellem Energistyrelsen og nogle af de mest energiintensive virksomheder at have bidraget til at reducere energiforbruget. Effekten af aftalerne er således fundet at være en reduktion i størrelsesordenen 8-9% af energiforbruget i de berørte virksomheder. Størrelsen af effekten skal dog vurderes med nogen forsigtighed, f.eks. har nogle tidligere undersøgelser peget i retning af lavere effekt.

I undersøgelsen er der fokuseret snævert på effekten på energiforbruget af de forskellige instrumenter, modsat f.eks. en mere normativ vurdering af, hvilke instrumenter der er mest hensigtsmæssige ud fra en bredere vurdering af samfundsmæssige omkostninger og gevinster. Endvidere er virksomhederne med energiaftale blandt de mest energiintensive i industrien. Hvorvidt der kan findes tilsvarende effekter af aftalerne for andre virksomheder eller af lignende ordninger i forbindelse med andre typer af miljøproblemer er ikke til at sige ud fra denne analyse. Selv om det måske er fristende, skal man derfor nok være forsigtig med at bruge den øjensynligt store (direkte) effekt af energiaftalerne som et generelt argument for øget anvendelse af sådanne former for regulering.

Litteratur

- Andersen, F.M., H.K. Jacobsen, P.E. Mortenhorst, A. Olsen, M. Rasmussen, T. Thomsen og P. Trier. 1998. EMMA: En energi- og miljørelateret satellitmodel til ADAM. *Nationaløkonomisk Tidsskrift*, 136, s. 333-49.
- Atkinson, J. og N. Manning. 1995. A survey of international energy elasticities. I Barker, Terry, Paul Ekins og Nick Johnstone, red. *Global Warming and Energy Demand*. Routledge, London.
- Baltagi, B.H. 1995. *Econometric analysis of panel data*. John Wiley and Son, New York.
- Bjørner, T.B., M. Togeby og J. Christensen. 1998. *Industrial Energy Demand – a Micro Panel Data Analysis*. AKF memo, AKF Forlaget, København.

- Bjørner, T.B. og H.H. Jensen. 2000. *Industrial Energy Demand and the Effects of Taxes, Agreements and Subsidies*. AKF memo, AKF Forlaget, København.
- Bjørner, T.B., M. Togeby og H.H. Jensen. 2001. Industrial Companies' Demand for Electricity: Evidence from a Micro Panel. Fremkommer i *Energy Economics*.
- Bousquet A. og M. Ivaldi. 1998. An individual choice model of energy mix. *Resource and Energy Economics*, 20, s. 263-86.
- Danmarks Statistik. 1997. *Energi- og emissionsmodeller til ADAM (Energy and Emission Models for ADAM)*. Udarbejdet af Danmarks Miljøundersøgelser, Forskningscenter Risø og Danmarks Statistik.
- DeCanio, S.J. 1993. Barriers within Firms to Energy-Efficient Investments. *Energy Policy*, s. 906-14.
- Energistyrelsen. 2000a. *Indgåelse af aftaler om energieffektivisering*. Januar 2000, Energistyrelsen.
- Energistyrelsen. 2000b. *Energistyrelsens tilskudsordninger – beskrivelser og vurderinger*. Februar 2000, Energistyrelsen.
- Finansministeriet. 1995. *Energy Tax on Industry in Denmark*. Finansministeriet.
- Finansministeriet m.fl. 1999. *Evaluering af grønne afgifter og erhvervene*. Finansministeriet.
- Griffin, J.M. 1993. Methodological Advances in Energy Modelling: 1970-1990. *Energy Journal*, 14(1), s.111-24.
- Heckman, J.J. og R. Robb. 1985. Alternative Methods for Evaluating the Impact of Interventions: An overview. *Journal of Econometrics*, 30, s. 239-267.
- Hoel, M. 1997. International Coordination of Environmental Taxes. I Carraro, C. og D. Siniscalco, red. *New directions in the economic theory of the environment*. Cambridge University Press.
- Johannsen K.S. og M. Togeby. 1999. *Evaluations of the Danish CO₂ Agreement Scheme*. Paper presented at the European Network on Voluntary Approaches' (CAVA) workshop, Gent, Belgien, november 26-27, 1998.
- Kleijweg, A., G. Van Leeuwen, R. Huigen og K. Zeelenberg. 1989. *The demand for energy in Dutch manufacturing; A study using panel data of individual firms, 1978-1986*. Research Paper 8906, Research Institute for Small and Medium-sized Business in the Netherlands, Department of Fundamental Research.
- Lee, L.-F. og M. Pitt. 1987. Microeconomic models of rationing, imperfect markets, and non-negativity constraints. *Journal of Econometrics*, 36, s. 89-110.
- Nguyen, Hong V. 1987. Energy elasticities under Divisia and Btu aggregation. *Energy Economics*, 9(4), s. 210-14.
- Oates, W. og R.M. Schwab. 1988. Economic Competition among Jurisdictions: Efficiency Enhancing or Distortion Inducing? *Journal of Public Economics*, 35(3), s. 333-54.
- Ravn, O. og J.C. Sørensen. 1998. *Undersøgelse af effekterne af tilskud til energieffektivisering i erhvervslivet*. Dansk Teknologisk Institut, juni 1998.
- Segerson K. og T.J. Miceli. 1998. Voluntary Environmental Agreements: Good or Bad News for Environmental Protection? *Journal of Environmental Economics and Management*, Vol. 36, s. 109-30.
- Thomsen, T. 1995. Faktorefterspørgsel på kort og langt sigt. *Nationaløkonomisk Tidsskrift*, 133(1), s. 52-65.
- Velthuisen, J.W. 1993. Incentives for Investment in Energy Efficiency: An Econometric Evaluation and Policy Implications. *Environmental and Resource Economics*, 3(2), s. 153-69.
- Woodland, A.D. 1993. A Micro-econometric Analysis of the Industrial Demand for Energy in NSW. *Energy Journal*, 14(2), s. 57-89.
- Økonomiministeriet. 1999. *Modellering af CO₂-, SO₂- og energiafgiftspolitikken på virksomhedsniveau*. Arbejdsrapport nr. 3/99, udarbejdet af Rasmus Westerlin Nielsen, Anita Holst og Jakob Hald. Økonomiministeriet.

Finansiell udvikling og økonomisk vækst

Thomas Barnebeck Andersen

Development Economics Research Group (DERG), Økonomisk Institut, Københavns Universitet

SUMMARY: Recent time-series studies, using cointegration techniques, have found evidence of causality from financial sector development to economic growth in South Korea, India and Thailand. In this paper, the cointegration-based studies are examined by using a newly-developed modified WALD test. This test fails to establish causality. Theory and other empirical evidence support this result. Hence, we argue that financial liberalization based on the assumption that financial sector development will automatically boost economic growth is not likely to be successful.

1. Introduktion

Det er muligt at identificere flere centrale funktioner, et *velfungerende* finansielt system varetager. For det første reduceres transaktionsomkostningerne i forbindelse med mobilisering af opsparing fra økonomiens småsparere. For det andet skaber finansielle mellemlid likviditet ved at transformere kortsigtede indlån til langsigtede udlån. For det tredje allokere det finansielle system opsparingen. Det indsamler information omkring forskellige investeringsprojekter og kanaliserer i bedste fald den mobiliserede opsparing til de mest produktive investeringsprojekter. Det finansielle system monitorerer samtidigt investeringsprojekterne og disciplinerer entreprenørerne. Dermed begrænses ressourcerne, en økonomi skal anvende på at overkomme forskellige informationsomkostninger. For det fjerde tilbyder det finansielle system risikospredning, og gør på denne måde risikable investeringsprojekter med et højt afkast mere attraktive. Endelig er opretholdelse af et stabilt betalingssystem en forudsætning for, at handel kan finde sted på effektiv vis.

Det finansielle system spiller således en central rolle i den økonomiske proces, og det er derfor ikke overraskende, at der længe har været etableret en positiv korrelation mellem finansiell udvikling og økonomisk vækst i tværsnitsdata, Levine (1997). Hvorvidt det finansielle system har en positiv kausal-effekt på den økonomiske vækst er

Artiklen er baseret på min specialeafhandling på politstudiet. Jeg er taknemmelig for gode råd fra min vejleder Finn Tarp samt fra Rasmus Heltberg, Mette Erjnæs og to anonyme referees. Resterende fejl og mangler er mit eget ansvar.

imidlertid omstridt. Er den finansielle sektor i stand til at forårsage økonomisk vækst (*supply-leading finance*), eller forårsager økonomisk vækst blot finansiell udvikling (*demand-following finance*)?

Formålet med artiklen er at belyse denne kausalitetsproblematik. Mere specifikt undersøges det, om der eksisterer en kausal sammenhæng mellem det finansielle systems udvikling og økonomisk vækst i tre udviklingslande, når der tages højde for hidtil forbigåede problemer ved almindeligt anvendte økonometriske tests.

Det er vigtigt at få belyst kausaliteten mellem finansiell udvikling og økonomisk vækst, idet finansiell liberalisering i en årrække har haft høj prioritet i politik-anbefalingerne fra IMF og Verdensbanken, og til grund for disse anbefalinger har blandt andet ligget en markant *supply-leading* opfattelse af det finansielle system.¹ Hvis det finansielle system imidlertid ikke er *supply-leading*, så er der grund til at forholde sig mere skeptisk til effekterne af finansiell liberalisering, end tilfældet har været. Det skyldes primært to forhold. For det første har mange udviklingslande problemer med at overholde deres intertemporale budgetrestriktioner via konventionelle skatteformer. I stedet kan en mild finansiell repression anvendes som en alternativ finansieringskilde, og det kan være fornuftig politik, hvis indtægterne anvendes hensigtsmæssigt, Stiglitz (1994). For det andet har finansiell liberalisering ofte vist sig at være destabiliserende med alvorlige produktionsfald som følge, Demirgüç-Kunt og Detragiache (1998). Senest, i forbindelse med den finansielle krise i Asien, faldt væksten i BNP i Thailand, Malaysia, Sydkorea og Indonesien fra over 5% i 1996 til under -5% i 1997, Mishkin (1999).

Hvis kausalitetsspørgsmålet skal belyses på tilfredsstillende vis, så er det nødvendigt at anvende moderne tidsserieanalyse. Forskellige studier har forsøgt dette, hvoraf det mest indflydelsesrige er Demetriades og Hussein (1996).² De tester for fravær af Granger-kausalitet i den kointegrerede VAR model via Johansen-metoden, og påviser *supply-leading finance* i ni ud af 16 udviklingslande, heriblandt Sydkorea, Indien og Thailand. I indeværende studie argumenteres imidlertid, at kausalitetsanalysen kan forbedres ved brug af et modificeret WALD-test baseret på Toda og Yamamoto (1995) samt Dolado og Lütkepohl (1996). Anvendelse af dette modificerede WALD-test på ovennævnte tre lande, fører til en afvisning af Demetriades og Husseins konklusioner.

Artiklen vil, som størsteparten af tidligere studier, fokusere på bankerne i definitionen af det finansielle system. Bankerne er langt de vigtigste aktører i formidlingsprocessen mellem opsparing og investering i udviklingslandene, Fry (1997). Artiklen er

1. Det har efter alt at dømme også spillet ind, at IMF og Verdensbanken traditionelt har søgt at fremme frie markeder. Finansiell liberalisering har således været en naturlig del af et overordnet liberaliseringsprogram, Dixon (1997).

2. Ghali (1999) samt Luintel og Khan (1999) er andre eksempler.

struktureret som følger. I afsnit 2 præsenteres en række centrale teoretiske bidrag vedrørende sammenhængen mellem finansiel udvikling og økonomisk vækst. Afsnit 3 diskuterer kausalitetstest. Først kritiseres metodevalget i eksisterende økonometriske analyser. Dernæst beskrives det modificerede WALD-test, og fordele og ulemper vurderes. I Afsnit 4 implementeres det modificerede WALD-test på data fra Sydkorea, Indien og Thailand. Afsnit 5 konkluderer.

2. Teoretiske modeller

Det teoretiske fundament for en positiv sammenhæng fra finansiel udvikling til økonomisk vækst blev oprindeligt fremført af McKinnon (1973) og Shaw (1973). De centrale pointer i denne litteratur er, at finansiel repression, i form af eksempelvis et nominelt renteloft, hæmmer den finansielle udvikling. Et nominelt renteloft, som medfører en lav eller negativ realrente, resulterer i, at en mindre mængde opsparing bliver kanaliseret gennem det formelle finansielle system. Samtidigt øges betydningen af det uformelle finansielle system.

Ifølge McKinnon-Shaw vil finansiel liberalisering have positive væksteffekter. Transmissionen til økonomisk vækst tænkes at finde sted dels gennem forøget finansiel opsparing, og dermed en forøget investeringsaktivitet, og dels gennem en forbedring af investeringernes gennemsnitlige afkast.

Den første transmissionskanal er baseret på en antagelse om, at en stigning i realrenten mobiliserer en større formel finansiel opsparing. Det er imidlertid velkendt, at en højere realrente *a priori* har en ubestemt effekt på den finansielle opsparing pga. modsatrettede substitutions- og indkomsteffekter. Dernæst bevirker forøget finansiel udvikling mindre usikkerhed med hensyn til afkastet på opsparing. Det kan reducere forsigtighedsopsparingen. Forbindelsen mellem finansiel liberalisering, formel finansiel opsparing (dvs. finansiel udvikling) og investeringsomfanget er derfor ikke entydig.

Den anden og mere *fundamentale* transmissionskanal er baseret på en antagelse om, at marginale investeringsprojekter, som netop var profitable ved den repressive realrente, ikke længere er profitable ved den højere markedsbestemte realrente. Effekten er, at afkastet på det marginale investeringsprojekt, og dermed det gennemsnitlige investeringsafkast, stiger.

Væksteffekten af liberalisering forstærkes yderligere af, at i en situation med finansiel repression, og deraf følgende overskudsefterspørgsel efter kredit, vil kreditallokering ofte være påvirket af andre hensyn end ren profitabilitet.³

3. Eksempelvis vil virksomheder med gode forbindelser, men med relativt dårligere investeringsprojekter, kunne opnå finansiering. Denne problematik har specielt gjort sig gældende i Sydkorea.

Finansielle endogene vækstmodeller

Sammenhængen mellem finansiell udvikling og økonomisk vækst via investeringernes effektivitet er blevet videreudviklet af en række nyere teoretiske bidrag.⁴ Fælles for disse bidrag, eller såkaldte finansielle endogene vækstmodeller, er, at de benytter moderne økonomisk teori – herunder endogen vækstteori – til at vise, hvorledes finansiell udvikling kan påvirke økonomiens *steady state* vækstrate positivt.⁵ Modellerne viser, hvorledes det finansielle system, i et miljø kendetegnet ved positive informations-, monitorerings- og transaktionsomkostninger, opstår endogent og sikrer en Pareto-optimal allokering via indsamling af information *ex ante*, monitorering af investeringsprojekter *ex post* samt ved at tilbyde risikodeling.

Modellen i Bencivenga og Smith (1991) er især interessant. De viser med udgangspunkt i Diamond og Dybvig (1983), hvorledes det finansielle system, ved at tilbyde risikodeling, sikrer, at mere produktive investeringer opnår finansiering. De identificerer samtidig en situation, hvor finansiell udvikling medfører højere vækst, selv om den samlede opsparing i økonomien reduceres. Dette er tilfældet, hvis allokeringsgevinstens effekt på den økonomiske vækst overstiger effekten fra den reducerede opsparing.

Markedsfejl i det finansielle system

Ovenstående bidrag identificerer simple kausale sammenhænge fra finansiell udvikling til økonomisk vækst. Der er imidlertid flere resultater fra litteraturen om asymmetrisk information, som nuancerer ovenstående forståelse af det finansielle system, og derigennem rejser tvivl om disse simple entydige kausale sammenhænge. Greenwald og Stiglitz (1986) har eksempelvis vist, at økonomier med informationsproblemer og ufuldstændige eller manglende markeder generelt ikke vil være *constrained* Pareto-efficiente.⁶ Da det finansielle system i udstrakt grad er plaget af informationsproblemer, har Greenwald og Stiglitz's resultat stor betydning for effektiviteten af det finansielle system, og dets mulighed for at udøve en kausal-effekt på den økonomiske vækst.

Hvis eksempelvis en agent indsamler information omkring en bank for at undersøge bankens finansielle situation, og så efterfølgende agerer på baggrund af denne in-

4. Blandt andre Bencivenga og Smith (1991), Greenwood og Jovanovic (1990), Saint-Paul (1992) samt King og Levine (1993b).

5. McKinnon-Shaw traditionen er funderet i den neoklassiske vækstmodel, hvor *steady state* vækstraten drives af eksogene teknologiske fremskridt. I dette set-up kan det finansielle system *kun* påvirke vækstraten i overgangen mod *steady state*.

6. En allokering i en økonomi, hvor agenterne har privat information, er et *constrained* Pareto-optimum (eller et *second-best* optimum), hvis en planlægger, som ikke kan observere agenternes private information, ikke er i stand til at Pareto-forbedre denne allokering.

formation, så kan andre agenter have en interesse i at kopiere denne ageren. Da information omkring en banks finansielle, ledelsesmæssige situation etc., er et offentlig gode, vil der være et suboptimalt niveau af monitorering af banken. En rationel bank er klar over dette, og vil således have et incitament til at tage større risici med indskudte midler end ellers. Hvis enkelte banker som følge heraf bliver insolvente, så kan der sprede sig en generel usikkerhed med hensyn til ellers solvente banker. Resultatet kan blive en finansiell krise med forstyrrelser i den realøkonomiske aktivitet som følge, Stiglitz (1994).⁷

Som vist af Stiglitz og Weiss (1981) kan informationsproblemer også bevirke, at en bank vælger at rationere kreditten i en fuldkommen konkurrence ligevægt. Argumentet bygger på risikoen for, at entreprenøren ikke vedligeholder gældskontrakten (kreditrisiko) i en situation, hvor han har privat information angående egne evner, egne investeringsprojekter og egen kreditværdighed. For at dække kreditrisikoen kan banken hæve renten på lånet, men det kan være en dårlig strategi, hvis de mest kreditværdige entreprenører vælger at afstå fra at låne (*adverse selection effekt*). Endvidere kan rentestigningen have den følge, at entreprenøren vælger at investere i mere risikable projekter (*moral hazard effekt*). Resultatet kan blive, at banken, frem for at kræve en højere rente på mere risikable projekter, vælger at rationere kreditten. Det medfører, at de mest risikable, men samtidigt mest produktive, projekter ikke finansieres. Vækstraten i økonomien bliver således påvirket negativt.

En problematisk antagelse i Stiglitz-Weiss modellen er, at entreprenørerne alle stiller med det samme niveau af sikkerhed (collateral). Hvis banken kan kræve forskellige niveauer af sikkerhedsstillelse, så vil ligevægtskreditrationering kunne undgås, Bester (1985). Stiglitz-Weiss modellen er imidlertid stadig relevant i en udviklingskontekst, idet de fattigste entreprenører ikke vil være i stand til at stille nogen sikkerhed i forbindelse med optagelse af lån i det formelle finansielle system. Således er de fattigste formentlig henvist til at låne i det uformelle finansielle system. Dette er muligt, dels fordi det uformelle system har en informationsfordel i forhold til det formelle system, og dels fordi det uformelle system kan anvende forskelle former for indirekte sikkerhed – eksempelvis peer pressure, Jain (1999).

Hvis det antages, at fattige entreprenører, dvs. entreprenører uden mulighed for sikkerhedsstillelse, har et højere marginalt investeringsafkast end rige entreprenører, hvad er så effekten af en styrkelse af det formelle finansielle system (finansiell udvikling)? Hvis finansiell udvikling bevirker, at opsparingsmidler fra den uformelle sektor søger over i den formelle sektor pga. en højere indskudsrente (afledt af lavere omkost-

7. Situationen i Indonesien i 1997-98 illustrerer hvor galt det faktisk kan gå. Indonesien oplevede bank- og virksomhedskrak, en valuta som deprecierede voldsomt, stigende arbejdsløshed, fødevarepriser, der steg voldsomt og social uro.

ninger i den formelle sektor), så vil flere rige entreprenører opnå finansiering. Vækst-raten i økonomien vil blive påvirket negativt af denne substitution. På den anden side reducerer finansiel udvikling omkostningerne ved bankvirksomhed, så en mindre andel af økonomiens opsparing vil gå til spildevand i formidlingsprocessen mellem opsparing og investering. Investeringsvolumen vil derfor stige. Det samlede effekt på væksten afhænger dermed af summen af to modsatrettede effekter.

En veludviklet institutionel infrastruktur vil kunne afhjælpe nogle af disse informationsafledte markedsfejl. I det typiske udviklingsland, hvor reguleringer, regnskabsstandarder og almen kontraktlovgivning er ringe, vil markedsfejlene imidlertid være betydelige. I en økonomi med svage institutioner er det derfor ikke givet, at finansiel udvikling (dvs. et større formelt finansielt system) vil kunne agere lokomotiv for økonomisk vækst og udvikling.

3. Økonometrisk metode⁸

Et af de første tidsseriestudier af sammenhængen mellem finansiel udvikling og økonomisk vækst er Jung (1986). Jung tester for fravær af Granger-kausalitet i en niveau VAR via et standard F-test. Denne procedure er imidlertid ugyldig, når de inkluderede variable er ikke-stationære. Indikatorer for finansiel udvikling og økonomisk vækst er som oftest ikke-stationære, og i stedet kan man teste ved anvendelse af en sekventiel procedure, som benytter information omkring systemets kointegrationsegenskaber.

Demetriades og Hussein (1996) har anvendt denne procedure, og de finder, som nævnt indledningsvis, at finansiel udvikling Granger-forårsager økonomisk vækst i ni ud af 16 lande for mindst én af de to anvendte indikatorer. Der er imidlertid et alvorligt *pre-test bias* problem forbundet med den sekventielle procedure. I første trin bestemmes kointegrationsrangen, og alle de efterfølgende trin er betingede af denne kointegrationsrang. Det er problematisk, da kointegrationstest i en Johansen-type VAR, se Johansen (1995), som anvendes af Demetriades og Hussein, er yderst følsomme over for nuisance-parametre, Caporale og Pittis (1998).⁹ Dette har afgørende betydning, idet kointegration implicerer kausalitet i mindst en retning. Endvidere er procedurens overordnede egenskaber i små samples ukendte, og kausalitetstest via den sekventielle procedure kan være behæftet med væsentlige besværligheder, Dolado og Lütkepohl (1996).

MWALD-testet

En simpel procedure, som tillader test for kausalitet uden at viden omkring kointegrationsrangen er påkrævet, er proceduren baseret på Toda og Yamamoto (1995) samt

8. En væsentlig uddybning af dette afsnit findes i Andersen (2000).

9. Johansen-metoden er eksempelvis ekstrem følsom over for en forkert lag-selektion, idet antallet af lags ofte er bestemmende for procedurens valg af kointegrationsrang.

Dolado og Lütkepohl (1996). De har vist, at det i en k -dimensional VAR(p) model er muligt at foretage et modificeret Wald-test (MWALD) for fravær af Granger-kausali-tet, som følger en χ^2 -fordeling. Fremgangsmåden er, at estimere en k -dimensional VAR($p+d_{\max}$) model, hvor d_{\max} er den maksimale integrationsorden i systemet, og så kun foretage Wald-testet på de første p lags. I praksis vil økonomiske variable højst være I(2), så d_{\max} vil ikke overstige to. Den praktiske udførelse af MWALD er disku-teret i Rambaldi og Doran (1996).

Fordelen ved MWALD er altså, at det ikke er nødvendigt at have kendskab til syste-mets kointegrationsegenskaber, hvilket minimerer pre-test bias problematikken. Ulem-pen ved proceduren er imidlertid, at de ekstra lags reducerer styrken af MWALD-te-stet.¹⁰ Afvejningen er således, om reduceret styrke opvejer den reducerede pre-test bias. Der er foretaget forskellige Monte Carlo studier, som belyser denne afvejning. Først og fremmest har Dolado og Lütkepohl (1996) vist, at reduktionen i styrke i forbindelse med MWALD-testet er begrænset, hvis dimensionen k af VAR modellen er lav og lag-læng-den p stor. Dernæst har Zapata og Rambaldi (1997) foretaget sammenlignende Monte Carlo studier, som viser, at i samples på omkring 50 observationer har MWALD sam-menlignelige egenskaber med WALD- og LR-kausali-tetstest i en vektor-fejlkorrektionsmodel estimeret via Johansen-metoden. Disse Monte Carlo simulationer er imid-lertid baseret på den korrekte kointegrationsrang, og forholder sig således ikke til pre-test bias problematikken.

4. Økonometrisk analyse

I dette studie vælges MWALD-testet til at belyse sammenhængen mellem finansiel udvikling og økonomisk vækst. Tre forhold er afgørende for dette valg. For det første er den reducerede pre-test bias attraktiv set i lyset af de velkendte problemer vedrøren-de bestemmelse af kointegrationsrangen i Johansen set-up'et. Og eftersom der ikke er nogen velformuleret økonomisk teori der *a priori* tilsiger, at man kan forvente kointe-gration mellem finansiel udvikling og økonomisk vækst, så bør et kausalitetstest være robust over for systemets kointegrationsegenskaber.¹¹ For det andet er styrketabet ved anvendelse af MWALD mindst i lav-dimensionale VAR modeller, og i dette studie analyseres kun todimensionale VAR modeller. Endelig ønskes der ikke information omkring en eventuel langsigtet sammenhæng. På den baggrund synes MWALD at være det foretrukne økonometriske kausalitetstest.

10. En anden ulempe er, at MWALD ikke giver information omkring de eventuelle langsigtede sammen-hænge. Det gør Johansen-metoden, og heri ligger en af de mange årsager til, at metoden er så udbredt.

11. Et eksempel på en økonomisk teori, hvor man med en vis rimelighed kan forvente en langsigtet sam-menhæng, er købekraftsparitetsteorien. Givet at den nominelle valutakurs samt prisniveauet i henholdsvis indland og udland er I(1), så kan man ifølge teorien forvente kointegration. En tilsvarende entydig teori er ikke til stede i forbindelse med finansiel udvikling og økonomisk vækst.

Valg af lande

Analysen fokuserer på tre lande – Sydkorea, Indien og Thailand. Disse lande opfylder forskellige kriterier. For det første er landene analyseret i Demetriades og Hussein (1996). Dernæst er det muligt at indsamle data for perioden 1953-1997 (dvs. 45 årlige observationer), hvilket er en relativ lang periode. For det tredje har alle tre lande oplevet dels massiv finansiel repression, herunder aktiv statslig intervention i allokeringen af opsparingsmidlerne i form af statsdirigeret kredit, og dels forsøg på finansiel liberalisering i 80'erne og 90'erne. Endelig repræsenterer disse lande meget forskelligartede udviklingsforløb. Målt i internationale, og dermed sammenlignelige, priser (1985 PPP US-Dollar) var det reale BNP per capita i 1953 og 1990 henholdsvis \$796 og \$6665 i Sydkorea, \$634 og \$1262 i Indien og endelig \$731 og \$3570 i Thailand (Kilde: Penn World Tables). Sydkorea, Indien og Thailand oplevede gennemsnitlige årlige vækstrater på henholdsvis 5,23%, 2,16% og 4,40% i perioden 1953-1997 (Kilde: IMF's International Financial Statistics, 2000).

Måling af variable og datakilder

For at sikre sammenlignelighed med Demetriades og Hussein (1996) anvendes de samme to indikatorer for finansiel udvikling.

Den første indikator er $(M2-M1)/(\text{nominelt BNP})$ og benævnes lquasi. Det er et mål for bankernes størrelse, renset for M1, og er primært relateret til det finansielle systems evne til at udbyde betalingsmiddel og likviditetsservice. Der renses for M1, da M1 snarere er et udtryk for økonomiens monetariseringsgrad end for finansiel intermediation. Bag anvendelsen af lquasi ligger en antagelse om, at det finansielle systems udbud af finansielle ydelser er positivt forbundet med dets størrelse.

Den anden indikator benævnes lcredit og består af samlet kreditgivning (privat og offentlig) til den private sektor som andel af nominelt BNP. Denne indikator forsøger at indfange det finansielle systems rolle i allokeringen af økonomiens opsparing. Indikatoren renses for kredit til den offentlige sektor. Intuitionen er, at et finansielt system, som blot giver (ofte tvungen) kredit til statsejede virksomheder, formentlig ikke vælger de mest produktive projekter og ikke evaluerer ledelsen af virksomhederne. Den kan imidlertid ikke renses for indirekte tvungen kredit til privatejede virksomheder i prioritetssektorer såsom *chaebols* konglomeraterne i Sydkorea eller landbrug i Indien. Dette er selvfølgelig et problem, idet statsdirigeret kredit til prioritetssektorer har været udbredt i alle tre lande, og fordi dirigeret kredit, som nævnt tidligere, kan være baseret på alt andet en produktivitetshensyn.

Indikatoren for økonomisk vækst er real BNP pr. indbygger og benævnes lycap.¹² Alt datamateriale er fra IMF's International Financial Statistics cd-rom (IFS, June 2000).¹³

Endelig bemærkes det, at to forbehold bør have i erindringen ved tolkning af resultaterne. Dels er indikatorerne for finansiell udvikling i sagens natur ufuldstændige. Og dels er data for udviklingslande ofte af en varierende kvalitet, specielt data som går langt tilbage i tiden, hvilket er tilfældet her.

Implementering af MWALD

Første trin i implementeringen af MWALD-testet er at undersøge variabelnes stationaritetsegenskaber. Dette beror på det velkendte udvidede Dickey-Fuller test. Af pladshensyn rapporteres resultaterne ikke her, men konklusionen er, som i både Demetriades og Hussein (1996) samt Luintel og Khan (1999), at nulhypotesen om ikke-stationaritet i første differens, det vil sige $I(2)$ i niveau, kan afvises for samtlige variable. Nulhypotesen om ikke-stationaritet i niveau, dvs. $I(1)$, kan ikke afvises.

MWALD-testet foretages derfor i en todimensional VAR($p+1$) model. På grund af det relativt lave antal observationer foretrækkes modelkriterier til bestemmelse af laglængden p . Specielt tillægges AIC (Akaike's Information Criterion) den afgørende betydning i tilfælde af uoverensstemmelse mellem de forskellige kriterier. AIC har bedre *small sample* egenskaber end andre kriterier, Lütkepohl (1991). For at give information omkring robustheden af MWALD-testet foretages en følsomhedsanalyse. Det vil sige, at MWALD-testet foretages ved forskellige værdier af p . Endelig suppleres med et F-test i en VAR i første differens.

Modelkontrol foretages ved at teste for autokorrelation i residualerne i den foretrukne model. Vi anvender Portmanteau-testet beskrevet i Lütkepohl (1991). Testet rapporteres kun i de tilfælde, hvor nulhypotesen om fravær af autokorrelation kan afvises. Modellen opfylder således antagelsen om hvide støjled, hvis ikke andet er nævnt.

4.1 Økonometriske resultater¹⁴

Sydkorea

Tabel 1 rapporterer resultaterne fra kausalitetstest for Sydkorea. Tabellen viser øverst resultaterne fra MWALD-testet for lcredit-lycap modellen og lquasi-lycap mo-

12. Den tekniske definition af variablene i forhold til IFS CD-rom'en er givet i Andersen (2000).

13. Pga. fejl i IFS CD-rom'en er observationerne for lcredit 1976-1978 for Indien fra IFS's Yearbook 1985. Diverse korrelationer mellem variablene og vækstrater er rapporteret i appendiks. Se eventuelt også Luintel og Khan (1999 s. 390-391) for en diskussion af datamaterialet.

14. Alle resultater er robuste over for ekskludering af observationerne for 1997. Året repræsenterede et kraftigt eksogent stød i forbindelse med krisen i Asien.

Tabel 1. MWALD-test (1953 – 1997) i niveau VAR og F-test (1954 – 1997) i diff. VAR for Sydkorea.

H0: $x \not\Rightarrow y$ fravær af Granger- kausalitet fra x til y	Foretrukne model (AIC = 1)	Følsomhed	Modelkriterier (lag-længde)	
	VAR(2)	VAR(3)	VAR(4)	
$T^{\text{total}} = 45$	$T^{\text{eff.}} = 43, \chi^2(1)$	$T^{\text{eff.}} = 42, \chi^2(2)$	$T^{\text{eff.}} = 41, \chi^2(3)$	
lcredit $\not\Rightarrow$ lycap	0,3430 (0,5581)	4,9540* (0,0840)	1,7357 (0,6290)	(AIC = 1, SC = 1, HQ = 1, FPE = 1)
lycap $\not\Rightarrow$ lcredit	0,4718 (0,4922)	0,7791 (0,6774)	1,8741 (0,5989)	
lquasi $\not\Rightarrow$ lycap	0,4230 (0,5155)	5,7633* (0,0560)	2,4869 (0,4777)	(AIC = 1, SC = 1, HQ = 1, FPE = 1)
lycap $\not\Rightarrow$ lquasi	1,3997 (0,2368)	2,2554 (0,3238)	2,4712 (0,4805)	
	diff.-VAR(1)	diff.-VAR(2)	diff.-VAR(3)	
$T^{\text{total}} = 44$	$T^{\text{eff.}} = 43, F(1,40)$	$T^{\text{eff.}} = 42, F(2,37)$	$T^{\text{eff.}} = 41, F(3,34)$	
dlcredit $\not\Rightarrow$ dlycap	0,0458 (0,8317)	0,7378 (0,4850)	0,2463 (0,8634)	(AIC = 1, SC = 1, HQ = 1, FPE = 1)
dlycap $\not\Rightarrow$ dlcredit	0,3851 (0,5384)	0,6043 (0,5518)	0,2947 (0,8289)	
dlquasi $\not\Rightarrow$ dlycap	0,0186 (0,8923)	0,7754 (0,4679)	0,2802 (0,8393)	(AIC = 1, SC = 1, HQ = 1, FPE = 1)
dlycap $\not\Rightarrow$ dlquasi	0,0238 (0,8781)	0,1458 (0,8648)	1,0030 (0,4033)	

Anm.: T^{total} betegner det totale antal observationer. $T^{\text{eff.}}$ betegner det effektive antal observationer efter at $p+1$ obs. er anvendt til lags i VAR($p+1$) modellen. En asterisk * betegner signifikans ved 10% og to asterisk ** betegner signifikans ved 5%. Værdier i parentes under henholdsvis $\chi^2(p)$ -værdierne og $F(p, T^{\text{eff.}} - 2p - 1)$ -værdierne er de tilordnede signifikansværdier (p -values). Modelkriterierne er udregnet via RATS proceduren VAR af Norman Morin. Prodeduren kan downloades fra Estimias homepage <http://www.estima.com/procindx.htm#latest>. Modelkriterierne er beregnet for 1-6 lags og kun over perioden 1959 (1960 for diff. VAR) – 1997 for at sikre samme sample periode og dermed sammenlignelighed. Der anvendes udover AIC både HQ (Hannah-Quinn Criterion), SC (Schwartz Criterion) og FPE (Final Prediction Error Criterion). VAR proceduren rapporterer samtidig, blandt andre test, Portmanteau-testet.

dellen. Nederst vises resultaterne fra F-test i VAR i første differens for dlcredit-dlycap modellen og dlquasi-dlycap modellen.

Den sidste søjle i tabel 1 viser, at samtlige modelkriterier peger på en VAR(1) model for både lycap-lcredit modellen og lycap-lquasi modellen. Udvidelse med et ekstra lag betyder, at MWALD testes i en VAR(2) model. MWALD-testet er ikke i stand til at påvise en kausal sammenhæng mellem finansiel udvikling og økonomisk vækst i Sydkorea ved et 10% signifikansniveau ($\alpha = 10\%$) i den foretrukne model.¹⁵ Følsomheds-

15. Resultaterne ved et 10% signifikansniveau rapporteres, da Demetriades og Hussein (1996) både anvender 5% og 10% niveauer. Vi tillægger dog 5% niveauet afgørende autoritet.

Tabel 2. MWALD-test (1953 – 1997) i niveau VAR og F-test (1954 – 1997) i diff. VAR for Indien.

H0: $x \not\Rightarrow y$ fravær af Granger- kausalitet fra x til y	Foretrukne model (AIC=2)	Følsomhed	Modelkriterier (lag-længde)
$T^{\text{total}} = 45$	VAR(3) $T^{\text{eff.}} = 42, \chi^2(2)$	VAR(2) $T^{\text{eff.}} = 43, \chi^2(1)$	VAR(4) $T^{\text{eff.}} = 41, \chi^2(3)$
lcredit $\not\Rightarrow$ lycap	0,2850 (0,8672)	0,0018 (0,9666)	3,2470 (0,3550)
lycap $\not\Rightarrow$ lcredit	5,9642* (0,0507)	6,7250** (0,0095)	6,8970* (0,0753)
lquasi $\not\Rightarrow$ lycap	1,8098 (0,4046)	2,0207 (0,1552)	1,8509 (0,6039)
lycap $\not\Rightarrow$ lquasi	6,9728** (0,0306)	4,9499** (0,0261)	9,4391** (0,0240)
$T^{\text{total}} = 44$	diff.-VAR(1) $T^{\text{eff.}} = 43, F(1,40)$	diff.-VAR(2) $T^{\text{eff.}} = 42, F(2,37)$	diff.-VAR(3) $T^{\text{eff.}} = 41, F(3,34)$
dlcredit $\not\Rightarrow$ dlycap	0,1794 (0,6742)	0,1092 (0,8968)	1,7446 (0,1764)
dlycap $\not\Rightarrow$ dlcredit	3,5935* (0,0652)	1,6895 (0,1985)	1,4705 (0,2399)
dlquasi $\not\Rightarrow$ dlycap	2,5880 (0,1155)	1,1076 (0,3411)	0,7930 (0,5063)
dlycap $\not\Rightarrow$ dlquasi	3,3924* (0,0729)	2,2395 (0,1208)	1,4820 (0,2368)

Anm.: Se tabel 1.

analyse i henholdsvis en VAR(3) og en VAR(4) model viser, at resultatet er robust ved $\alpha = 5\%$. Konklusion af MWALD-testet for Sydkorea ved $\alpha = 5\%$ er dermed, at det ikke er muligt at påvise Granger-kausalitet mellem finansiel udvikling og økonomisk vækst i den foretrukne model. Ved $\alpha = 10\%$ er fravær af Granger-kausalitet fra lquasi til lycap (dvs. H0: lquasi $\not\Rightarrow$ lycap) samt lcredit $\not\Rightarrow$ lycap dog ikke robuste. Nulhypotesen afvises i en VAR(3).

Kausalitetstest for Sydkorea udført i en VAR i første differens fører heller ikke til en afvisning af nulhypotesen ved $\alpha = 10\%$. Konklusionen bliver således, at det ikke er muligt at påvise hverken demand-following eller supply-leading finance i Sydkorea.

Indien

Tabel 2 viser, at resultaterne fra MWALD-testet for Indien adskiller sig fra Sydkorea, idet det er muligt at påvise demand-following finance for begge indikatorer.

Tabel 3. MWALD-test (1953 – 1997) i niveau VAR og F-test (1954 – 1997) i diff. VAR for Thailand.

H0: $x \not\triangleright y$ fravær af Granger-kausali- teten fra x til y	Foretrukne model (AIC=4)	Følsomhed			Modelkriterier (lag-længde)
	VAR(5) T ^{eff.} = 40, $\chi^2(4)$	VAR(2) T ^{eff.} = 43, $\chi^2(1)$	VAR(3) T ^{eff.} = 42, $\chi^2(2)$	VAR(4) T ^{eff.} = 41, $\chi^2(3)$	
T ^{total} = 45					
lcredit $\not\triangleright$ lycap	6,2756 (0,1795)	0,7338 (0,3917)	3,4838 (0,1752)	5,7285 (0,1256)	(AIC = 4, SC = 1, HQ = 2, FPE = 1)
lycap $\not\triangleright$ lcredit	8,6011* (0,0719)	0,9313 (0,3345)	2,3726 (0,3054)	3,4078 (0,3333)	
lquasi $\not\triangleright$ lycap	7,8551* (0,0970)	0,6554 (0,4182)	0,5498 (0,7596)	0,4936 (0,9203)	(AIC = 4, SC = 1, HQ = 1, FPE = 1)
lycap $\not\triangleright$ lquasi	3,1160 (0,5386)	1,2879 (0,2564)	0,6975 (0,7056)	2,1918 (0,5336)	
	diff.-VAR(1) T ^{eff.} = 43, F(1,40)	diff.-VAR(2) T ^{eff.} = 42, F(2,37)	diff.-VAR(3) T ^{eff.} = 41, F(3,34)		
T ^{total} = 44					
dlcredit $\not\triangleright$ dlycap	0,0103 (0,9195)	0,7582 (0,4756)	0,6263 (0,6030)		(AIC = 1, SC = 1, HQ = 1, FPE = 1)
dlycap $\not\triangleright$ dlcredit	0,0005 (0,9828)	0,0669 (0,9354)	0,7054 (0,5554)		
dlquasi $\not\triangleright$ dlycap	1,9829 (0,1668)	0,9926 (0,3803)	0,5135 (0,6757)		(AIC = 1, SC = 1, HQ = 1, FPE = 1)
dlycap $\not\triangleright$ dlquasi	0,0701 (0,7926)	0,4178 (0,6616)	1,8867 (0,1504)		

Ann.: Se tabel 1b.

Det vil sige, at det er muligt at afvise nulhypotesen $lycap \not\triangleright lcredit$ ved $\alpha = 10\%$ i den foretrukne VAR(3) model. Dette resultat er endvidere robust i en VAR(2) og en VAR(4) model. Dernæst er det muligt at afvise nulhypotesen $lycap \not\triangleright lquasi$ ved $\alpha = 5\%$ i den foretrukne VAR(3) model. Dette resultat er også robust i en VAR(2) og en VAR(4) model. Det er imidlertid ikke muligt at påvise supply-leading finance i Indien, og resultatet er robust.

F-testet for Indien viser, at nulhypotesen $dlycap \not\triangleright dlcredit$ forkastes ved signifikansværdien ($p = 0.0652$, dvs. $\alpha = 10\%$) i en differens VAR(1) model. Nulhypotesen $dlycap \not\triangleright dlquasi$ forkastes også af F-testet ved $\alpha = 10\%$ i en differens VAR(1). Nulhypoteserne $dlcredit \not\triangleright dlycap$ samt $dlquasi \not\triangleright dlycap$ kan ikke forkastes.

Konklusion for Indien er dermed, at det ikke er muligt at afvise hypotesen om demand-following finance. Det vil sige, at i Indien er den finansielle udvikling blevet

trukket af udviklingen i den reale sektor. Det er ikke muligt at påvise kausalitet fra finansiel udvikling til økonomisk vækst, altså afvises hypotesen om supply-leading finance.

Thailand

Thailand udviser ifølge MWALD-testet en kausal struktur, hvor lycop Granger-forårsager lcredit og lquasi Granger-forårsager lycop i den foretrukne VAR(5) model ved $\alpha = 10\%$, men sammenhængen er ikke robust. Ved $\alpha = 5\%$ kan MWALD ikke påvise nogen kausal sammenhæng mellem finansiel udvikling og økonomisk vækst. Der kan ikke påvises Granger-kausalitet fra lcredit til lycop samt fra lycop til lquasi ved $\alpha = 10\%$.

F-testet i en VAR i første differens viser, at nulhypotesen om fravær af Granger-kausalitet ikke kan forkastes ved $\alpha = 10\%$ for nogle af variablene.

Konklusionen for Thailand er, at ved $\alpha = 5\%$ er det ikke muligt at påvise nogen kausal sammenhæng. Ved $\alpha = 10\%$ er det imidlertid muligt i MWALD-testet at påvise, at lquasi Granger-forårsager lycop samt at lycop Granger-forårsager lcredit. Således finder vi, at Thailand er det eneste land, hvor det er muligt at påvise en kausal sammenhæng fra finansiel udvikling til økonomisk vækst (supply-leading finance). Denne sammenhæng er imidlertid ikke robust, og kan ikke genfindes ved et F-test i en differens VAR.

Diskussion

Konklusionen på kausalitetstest er opsummeret i tabel 4. Den samlede konklusion, som baseres på et 5% signifikansniveau, er, at det kun er muligt at påvise en kausal sammenhæng fra økonomisk vækst til finansiel udvikling i Indien. Det er ikke muligt at påvise supply leading finance i nogen af de tre lande ved $\alpha = 5\%$.

Denne negative konklusion er i opposition til de positive konklusioner i Demetriades og Hussein (1996) og Luintel og Khan (1999). Der findes dog en række andre studier, som er i overensstemmelse med resultaterne fra MWALD-testet.

I et af senere studie af Demetriades m.fl. (1998) finder forfatterne, at den finansielle opsparing udøver en signifikant og robust *negativ* effekt på kapitalens produktivitet i Indien og Thailand i de respektive perioder 1963-1987 og 1965-1990. Forfatterne peger selv på, at resultaterne antyder inefficiens i de finansielle systemer i Thailand og Indien (ibid., s.80). Samme studie finder dog en positiv, men *ikke* robust, effekt fra den finansielle opsparing til kapitalens produktivitet for Sydkorea i perioden 1963-1987.

Andre studier tyder imidlertid på, at det finansielle system i Sydkorea ligeledes har været inefficent i allokeringen af kredit. I et studie af Borensztein og Lee (1999), hvor der anvendes et panel med 32 industrier over en 30-årig periode, finder forfatterne, at

Tabel 4. Opsummering af resultaterne fra kausalitetstest.

	Supply-leading finance				Demand-following finance			
	$\alpha = 5\%$		$\alpha = 10\%$		$\alpha = 5\%$		$\alpha = 10\%$	
	lcredit	lquasi	lcredit	lquasi	lcredit	lquasi	lcredit	lquasi
Sydkorea	nej	nej	nej	nej	nej	nej	nej	nej
Indien	nej	nej	nej	nej	nej	ja	ja	ja
Thailand	nej	nej	nej	ja	nej	nej	ja	nej

det ikke er muligt at påvise, at kreditten er blevet allokeret til de mest profitable sektorer. Tværtimod finder de en negativ sammenhæng mellem profit og kreditmængde.¹⁶ Resultatet er ikke overraskende set i lyset af strukturen af den koreanske finansielle sektor. Staten var en af hovedaktionærerne i de fem landsdækkende banker indtil 1983, så statslig indflydelse i allokeringen af kredit var karakteristisk. Dette er primært kommet de store chaebols til gode. Endvidere har staten, af hensyn til beskæftigelse og finansiell ustabilitet, haft den opfattelse, at chaebols var »too big to fail«. Det har skabt en moral hazard situation, hvor chaebols har investeret i yderst risikable projekter. De har desuden haft særdeles nem adgang til kredit i de private banker, når det gik galt.¹⁷ Tendensen blev yderligere forstærket af tætte forbindelser mellem staten, de finansielle mellemed og chaebols, Krugman (1998).¹⁸

Kombinationen af forvredne incitamenter, akkumulation af dårlige lån samt manglende regulering og gennemsigtighed blev senere en af hovedårsagerne til den finansielle krise i 1997 i både Sydkorea og Thailand.

5. Konklusion

Dette studie har anvendt et modificeret WALD-test til at analysere sammenhængen mellem finansiell udvikling og økonomisk vækst i perioden 1953-1997. Ved et signifikansniveau på 5% kan den økonometriske analyse kun påvise demand-following finance i Indien. I Sydkorea og Thailand kan der ikke påvises nogen kausal sammenhæng mellem finansiell udvikling og økonomisk vækst. Ved et signifikansniveau på

16. Det er dog muligt, at denne negative sammenhæng udspringer af, at profitable virksomheder har nemmere adgang til intern finansiering. Allokeringen af relativt mere kredit til mindre produktive virksomheder kunne således være del af en rationel kreditpolitik, hvor prioritetssektorer, som har et stort produktivitetspotentiale på længere sigt, gives adgang til kredit. Borensztein og Lee (1999) finder imidlertid ikke, at kredittilgængelighed har haft nogen effekt på den langsigtede produktivitet. Kreditten i Sydkorea er formentlig blevet allokeret i overensstemmelse med andre kriterier end (langsigtet) profitabilitet.

17. Ifølge Yoo og Moon (1999) havde bankerne i Sydkorea, når det gjaldt chaebols, ingen incitamenter til at analysere investeringsprojekter eller give assistance i forbindelse med kreditgivning.

18. Se dog Chang, Park og Yoo (1998, s.742-743) for en væsentlig kritik af denne fortolkning.

10% er det dog muligt at påvise supply-leading finance i Thailand, men resultatet er ikke robust.

MWALD-testet indikerer således, at økonomisk vækst kan finde sted, og har gjort det i Sydkorea, Indien og Thailand, uden at den finansielle sektor har været supply-leading. Hvis dette er korrekt, så bør udviklingslandene være forsigtige med finansiell liberalisering, idet en sådan politik er forbundet med store risici. Det er ikke forsvarligt at påbegynde omfattende liberaliseringsprogrammer med henvisning til en supply-leading sammenhæng mellem finansiell udvikling og økonomisk vækst. Dertil er både de teoretiske og de empiriske resultater for divergerende.

Appendiks

Tabel A.1. Oversigtsstatistik over data.

	$c(y,c)$	$c(gy,c)$	$c(y,q)$	$c(gy,q)$	$av(c)$	$av(q)$	gc	gq	gy
Sydkorea	0,8868	0,4760	0,8330	0,5143	0,3305	0,1774	5,85%	8,24%	5,23%
Indien	0,8613	0,1672	0,9070	0,2024	0,1713	0,1627	3,50%	5,09%	2,16%
Thailand	0,9880	0,4010	0,9390	0,4392	0,3451	0,2927	7,19%	9,40%	4,40%

Anm.: $c(y,c)$ er korrelationen mellem lycap og lcredit i perioden 1953-1997. $c(gy,c)$ er korrelationen mellem dlycap og lcredit i perioden 1954-1997, hvor $dlycap = lycap(t) - lycap(t-1)$. $c(y,q)$ er korrelationen mellem lycap og lquasi i perioden 1953-1997. $c(gy,q)$ er korrelationen mellem dlycap og lcredit i perioden 1954-1997. $av(c)$ er gennemsnitsværdien af credit i perioden 1953-1997. $av(q)$ er gennemsnitsværdien af quasi i perioden 1953-1997. gc , gq , gy gennemsnit årlig vækst i henholdsvis credit, quasi og lycap i perioden 1953-1997.

Litteratur

- Andersen, T.B. 2000. Finansiell udvikling og økonomisk vækst. *Memo nr. 203*. Københavns Universitet, Økonomisk Institut.
- Arestis, P. og P. Demetriades. 1996. Finance and Growth: Institutional Considerations and Causality. *Working Paper*. Dept. of Economics. University of Keele.
- Arestis, P. og P. Demetriades. 1997. Financial Development and Economic Growth: Assessing the Evidence. *Economic Journal*:783-99.
- Bencivenga, V.R. og B.D. Smith. 1991. Financial Intermediation and Economic Growth. *Review of Economic Studies* 58:195-209.
- Bester, H. 1985. Screening Versus Rationing in Credit Markets. *American Economic Review* 75(4):850-55.
- Borensztein, E. og J. Lee. 1999. Credit Allocation and Financial Crisis in Korea. *IMF Working Paper-WP/99/20*.
- Caporale, M.G. og N. Pittis. 1999. Efficient Estimation of Cointegrating Vectors and Testing for Causality in Vector Autoregressions. *Journal of Economic Surveys* 13:1-35.
- Chang, H., Park, H. og C. Yoo. 1998. Interpreting the Korean Crisis: Financial Liberalization, Industrial Policy and Corporate Governance. *Cambridge Journal of Economics* 22:735-46.
- Demetriades, P. og K. Hussein. 1996. Financial development and economic growth: cointegration and causality test for 16 countries. *Journal of Development Economics* 51:387-411.
- Demetriades, P. O., Devereux, M. P. og K. B. Luintel. 1998. Productivity and Financial Sector Policies: Evidence from South East Asia. *Journal of Economic Behavior and Organization* 35:61-82.

- Demirgüç-Kunt, A. og E. Detragiache. 1998. Financial liberalization and Financial Fragility. *Policy Research Working Paper* 1917. World Bank.
- Diamond, D.W. og P. H. Dybvig. 1983. Bank Runs, Deposit Insurance, and Liquidity. *Journal of Political Economy* 91(3):401-19.
- Diaz-Alejandro, C. 1985. Good-buy Financial Repression, Hello Financial Crash. *Journal of Development Economics* 19:1-24.
- Dixon, H. 1998. Controversy: Finance and Development. *Economic Journal* 107:752-52.
- Dolado, J.J. og H. Lütkepohl. 1996. Making Wald Tests Work in Cointegrated VAR Systems. *Econometric Reviews* 15(4):369-86.
- Enders, W. 1995. *Applied Econometric Time Series*. John Wiley & Sons, Inc.
- Fry, M.J. 1995. *Money, interest, and Banking in Economic Development*. The John Hopkins University Press. Second Edition.
- Fry, M.J. 1997. In Favour of Financial Liberalization. *Economic Journal* 107:754-70.
- Ghali, K.H. 1999. Financial Development and Economic Growth: The Tunisian Experience. *Review of Development Economics* 3(3):310-22.
- Greenwald, B. og J.E. Stiglitz. 1986. Externalities in Economies with Imperfect Information and Incomplete Markets. *Quarterly Journal of Economics* 101(2):229-64.
- Greenwood, J. og B. Jovanovic. 1990. Financial Development, Growth and the Distribution of Income. *Journal of Political Economy* 98:1076-1107.
- Jain, S. 1999. Symbiosis vs. crowding out: the interaction of formal and informal credit markets in developing countries. *Journal of Development Economics* 59:419-44.
- Johansen, S. 1995. *Likelihood Based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models*. Oxford University Press.
- Jung, W.S. 1986. Financial Development and Economic Growth: International Evidence. *Economic Development and Cultural Change* 34(2):333-46.
- King, R.G. og R. Levine. 1993a. Finance and Growth: Schumpeter Might be Right. *Quarterly Journal of Economics* 108:717-37.
- King, R.G. og R. Levine. 1993b. Finance, entrepreneurship, and Growth. *Journal of Monetary Economics* 32:513-42.
- Krugman, P. 1998. What Happened to Asia. *Mimeo*. Dept. of Economics. MIT.
- Levine, R. 1997. Financial Development and Economic Growth: Views and Agenda. *Journal of Economic Literature* XXXV (june):688-726.
- Luintel, K.B. og M. Khan. 1999. A Quantitative Reassessment of the Finance-Growth Nexus: Evidence from a Multivariate VAR. *Journal of Development Economics* 60:381-405.
- Lütkepohl, H. 1991. *Introduction to Multivariate Time Series Analysis*. Springer-Verlag.
- McKinnon, R. 1973. *Money and Capital in Economic Growth*. Brookings Institution, Washington.
- Mills, T. 1998. Recent Developments in Modelling Nonstationary Vector Autoregressions. *Journal of Economic Surveys* 12(3):279-311.
- Mishkin, F.S. 1999. Lessons from the Asian Crisis. *NBER Working Paper* 7102.
- Rambaldi, A. og H. Doran. 1996. Testing for Granger Non-Causality in Cointegrated Systems – Made Easy. *Working Paper* nr. 88. Department of Economics. University of New England.
- Saint-Paul, G. 1992. Technological choice, financial markets and economic development. *European Economic Review* 36:763-81.
- Shaw, E.S. 1973. *Financial Deepening in Economic Development*. Oxford University Press.
- Stiglitz, J.E.; 1994, The Role of The State in Financial Markets. I Proceedings of The World Bank. Annual Conference on Development Economics.
- Stiglitz, J.E. og A. Weiss. 1981. Credit Rationing in Markets with Imperfect Information. *American Economic Review* 71(3):393-410.
- Toda, H.Y. og T. Yamamoto. 1995. Statistical Inference in Vector Autoregressions with

- Possible Integrated Processes. *Journal of Econometrics* 66:225-50.
- Yoo, J. og C. W. Moon. 1999. Korean Financial Crisis During 1997-1998: Causes and Challenges. *Journal of Asian Economics* 10:263-77.
- Zapata, H.O. og A.N. Rambaldi. 1997. Monte Carlo Evidence on Cointegration and Causation. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 59(2):285-98.

Debat og kommentarer

Regnestykker og ønsketænkning

Nils Groes, Tina Honoré Olsen

AKF, Amternes og Kommunernes Forskningsinstitut

Anders Holm

Københavns Universitet

»En holdbar fremtid«

Regeringen har i januar 2001 udgivet et manifest: *En holdbar fremtid – Danmark 2010*. Afsenderadressen er Finansministeriet og budskabet er det samme som i sidste års Finansredegørelse: »Det går godt i Danmark. Vi kan fortsætte den gode udvikling i mange år fremover, hvis vi vil«.

Selv om beskæftigelsen ifølge regeringen fortsat stiger frem til 2010, kan der skaffes arbejdskraft nok. Og det til trods for, at demografiske prognoser tilsiger vigende udbud. Væksten i arbejdsstyrken kommer angiveligt fra regeringens initiativer til udskudt efterløn, reduceret sygefravær og aktiverede langtidsledige samt det »rummelige arbejdsmarked«.

- Men én ting er, om væksten i dansk økonomi vil fortsætte ubrudt til 2010.
- En anden er, om væksten i arbejdsstyrken overhovedet er mulig.
- Endelig må man spørge, om den i givet fald er tilstrækkelig, dvs. om det øgede udbud matcher den stigende efterspørgsel på arbejdsmarkedet.

Efterspørgslen efter arbejdskraft stiger ifølge Finansministeriet især i de uddannelsestunge serviceerhverv, private såvel som offentlige. Der bliver brug for flere læger, sygeplejersker, lærere, jurister og ingeniører.

Omvendt vil et øget udbud af arbejdskraft, som ellers ville være langtidsledige, på sygedagpenge eller efterløn, især bestå af ufaglærte.

I AKF har vi taget regeringen på ordet og

Tabel 1. Regeringens strategi: Resultater 2001-2010.

Vi kan:

- forbedre kvaliteten på velfærdssamfundets kerneområder
- sikre en høj beskæftigelse
- opnå en stigning i reallønnen
- skabe plads til et højere privatforbrug og en højere opsparing

Vi kan samtidigt:

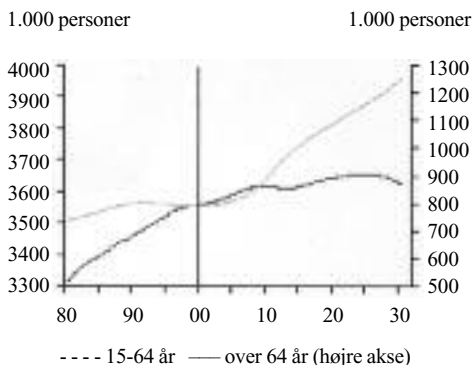
- holde skatterne i ro og sikre plads til lavere skat på særlige områder
- halvere den offentlige gæld
- afvikle udlandsgælden

Kilde: Regeringen 2001.

beregnet uddannelsessammensætningen for den større efterspørgsel og det større udbud af arbejdskraft. Vi bruger Finansministeriets tal for den fremtidige beskæftigelse, fordelt på erhverv og det større udbud som følge af øget erhvervsfrekvens. Idet vi antager, at der er stor faglig mobilitet blandt erhvervsaktive danskere, kan vi altså undersøge, om der bliver ligevægt på arbejdsmarkedet, hvis regeringens fremskrivning realiseres – altså om den lave ledighed bliver jævnt fordelt på folk med forskellig uddannelse.

Regeringens budskab

»Regeringen ønsker en udvikling, hvor vi bevarer og udvikler vores velfærdssamfund på et holdbart grundlag. Hvor vi fastholder



Figur 1A. *Udvikling i befolkningens alderssammensætning.*

Kilde: Regeringen 2001.

den høje beskæftigelse og den økonomiske fremgang, som kommer alle tilgode. Hvor vi udvikler den offentlige service på de vigtige velfærdsområder som uddannelse, sundhed, børnepasning og ældreomsorg.«

»Vi kan få 100.000 flere i arbejde. Vi kan øge de disponible indkomster og dermed skabe plads til en stigning i det private forbrug og en højere opsparing.

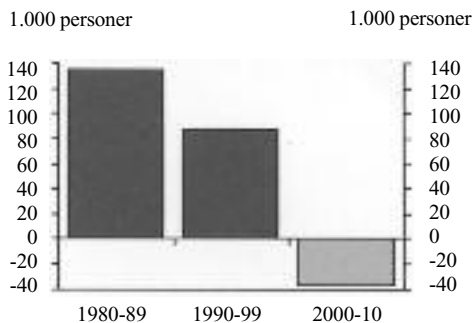
Samtidig kan vi holde skatterne i ro. Og vi kan halvere den offentlige gæld og afvikle udlandsgælden helt.«

Samtidig vil regeringen sikre en lav og stabil inflation.

Alt sammen samtidig med, at befolknings-sammensætningen forskydes i retning af færre personer i den arbejdsdygtige alder.

Forfatterne illustrerer udfordringen med at skaffe den nødvendige arbejdskraft med fire udmærkede figurer: Befolkningens alderssammensætning og dennes betydning for arbejdsstyrken, foruden ledighed samt beskæftigelse og arbejdsstyrke fra 1980 til 2010.

»Hvis den hidtidige aktive arbejdsmarkeds-politik fastholdes og forbedres, vil det være muligt at øge beskæftigelsen med 100.000 personer frem til 2010, svarende til 10.000 flere beskæftigede om året. Det er kun en tredjedel af den vækst, vi har haft siden 1993. Men alligevel vil det stille meget store krav at nå dette mål.«



Figur 1B. *Befolkningssammensætningens betydning for arbejdsstyrken.*

Kilde: Regeringen 2001.

»En stigning i beskæftigelsen på 100.000 personer over de næste 10 år kræver, at arbejdsmarkedet bliver mere attraktivt for de over 50-årige, så færre vælger at trække sig tilbage. Det kræver også, at det lykkes at integrere indvandrerne på arbejdsmarkedet, og at vi får skabt plads til dem, der ikke fuldt ud lever op til de høje krav om effektivitet og kompetence.

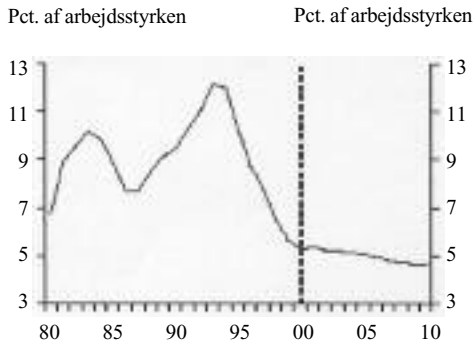
Vi skal gøre arbejdsmarkedet mere rummeligt end i dag. Vi skal blive bedre til at lave fleksjob og andre job på særlige vilkår for dem, der ikke kan finde plads på almindelige vilkår. Vi skal blive bedre til at integrere indvandrere. Vi skal blive bedre til at forebygge sygefravær. Vi skal i det hele taget blive meget bedre til at forebygge, at mange kommer i en situation, hvor førtidspension er den eneste realistiske mulighed for forsørgelse.«

»Vi skal udvise rettidig omhu« siger regeringen sågar, med et lån fra Esplanaden.

»Mulighederne for at øge beskæftigelsen er bedst frem mod 2005. Herefter skærpes problemet med en reduceret tilgang til arbejdsmarkedet yderligere.

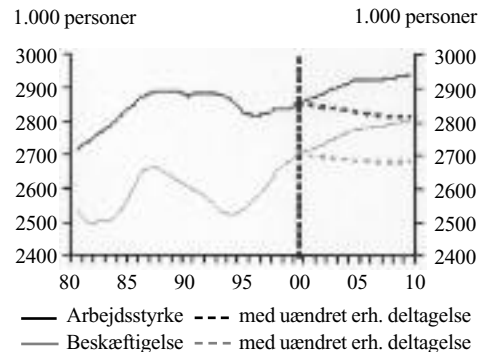
Beskæftigelsesmålsætningen stiller betydelige krav, blandt andet fordi der ikke længere kan regnes med væsentlige bidrag fra lavere ledighed«.

»Det største bidrag til højere beskæftigelse skal komme fra en stigning i arbejdsstyrken.



Figur 2. Ledighed.

Note: De stiplede linier efter år 2000 i figur 3 viser udviklingen i arbejdsstyrke og beskæftigelse med uændret erhvervsdeltagelse.
Kilde: Regeringen 2001.



Figur 3. Beskæftigelse og arbejdsstyrke.

Det er en stor udfordring, fordi den demografiske udvikling vil trække i retning af lavere tilgang til arbejdsmarkedet i de kommende år.

De allerede gennemførte reformer af overgangsydelse og efterløn giver et stort bidrag og har samtidigt været et afsæt for udviklingen af en seniorpolitik, som gør arbejdsmarkedet mere attraktivt for de over 50-årige.

Til støtte for sin fremskrivning konstaterer regeringen »Arbejdsmarkedet er i dag mere fleksibelt og velfungerende, end det har været længe. Der er bedre match mellem udbud og efterspørgsel – mellem arbejdsstyrke og beskæftigelse – på tværs af amterne og på tværs af A-kasserne er der i dag en markant mindre skævhed i ledighedsfordelingen. Det er blandt de klare tegn på, at arbejdsmarkedet fungerer bedre.«

Men mindre skævhed i ledighedsfordelingen under en højkonjunktur, siger jo ikke noget om mindre mismatch mellem udbud og efterspørgsel. I 2001 er der en stor udækket mangel på mange typer arbejdstagere med faglige og videregående uddannelser. F.eks. mangler sundhedssektoren 800-1000 læger, der er mangel på lærere, sygeplejersker etc. etc. Flaskehalsene er særlig markante i den offentlige sektor, hvor de i mange tilfælde resulterer i ubesatte stillinger.

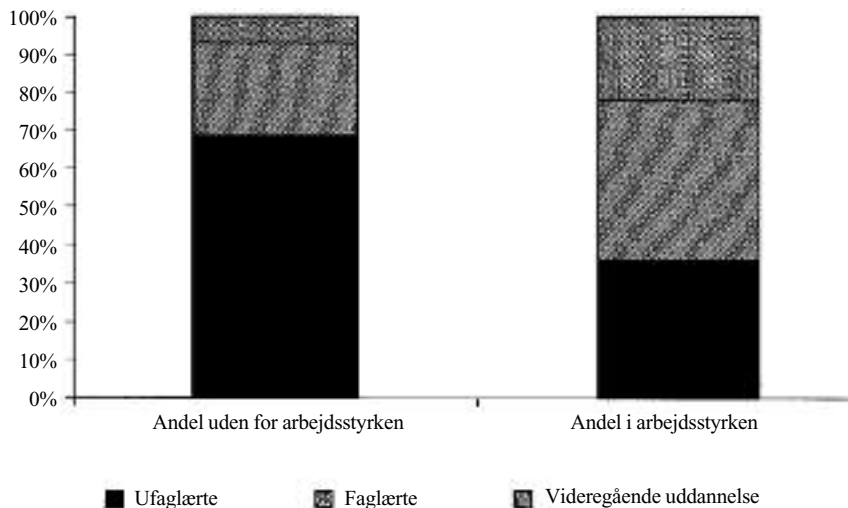
I andre tilfælde fører de selvfølgelig til en

substitution – lavere uddannede overtager højere uddannedes arbejde. Således overtager studenter jobs som lærere i folkeskolen og gymnasiet, ufaglærte får HK-jobs i detailhandlen etc. Men heri er intet nyt. Højkonjunkturer har altid især gavnet beskæftigelsen for ufaglærte. Den relative ledighed har vel aldrig været lavere blandt ufaglærte end i 60'erne. Omvendt vil ledigheden især ramme de lavt uddannede, når konjunkturerne vender.

Endelig er skævheden på et afgørende felt blevet større siden 1980: Arbejdsløsheden blandt dem over 50 år er steget i forhold til alle andre grupper. Det gælder generelt for hele arbejdsstyrken og specielt for ufaglærte og HK'ere, jf. Groes og Holm, (1999). I januar 2001 var der små 21.000 arbejdsløse blandt de forsikrede HK'ere (Danmarks Statistik). Ifølge AF-Storkøbenhavn var over halvdelen af de arbejdsløse HK'ere i Hovedstadsområdet på det tidspunkt over 50 år. Så uanset regeringens intentioner synes det svært at skabe beskæftigelse for denne gruppe, også selv om de stadig har meldt sig på arbejdsmarkedet.

Ønsketænkning

Regeringens regnestykke ligner ønsketænkning: Hvis velfærden skal stige og vi skal nå alle vore mål, så må arbejdsstyrken også stige og matche yderligere vækst i ef-



Figur 4. Uddannelsesfordelingen i og uden for arbejdsstyrken i 1996.

Kilde: Holm m.fl., 2000.

terspørgslen. Vi står på toppen af en højkonjunktur og forestiller os, at den økonomiske vækst fortsætter ind i skyerne.

Men for det første svinger konjunkturerne og noget kunne tyde på, at dansk økonomi i 2001 er på vej mod faldende beskæftigelse. Nogle eksportmarkeder har det skidt, det samme gælder nogle eksportvirksomheder (og en god del af hjemmemarkedet).

For det andet er der ingen tegn i sol og måne på stigende erhvervsfrekvenser. Siden 1980 er den del af de 18-65-årige, som indgår i arbejdsstyrken, stadig faldet.

Og i det sidste år (januar 2000-2001) er ledigheden ganske vist faldet marginalt (ca. 3.000 personer). Men beskæftigelsen er også faldet (ca. 10.000 og arbejdsstyrken følgelig ca. 13.000). I stedet for at stige med 10.000 er beskæftigelsen altså faldet med 10.000 og det i 2000; det år, hvor alle regeringens fortræffelige initiativer skulle virke og det angiveligt skulle være lettest at øge arbejdsstyrken (fra 2000 til 2010).

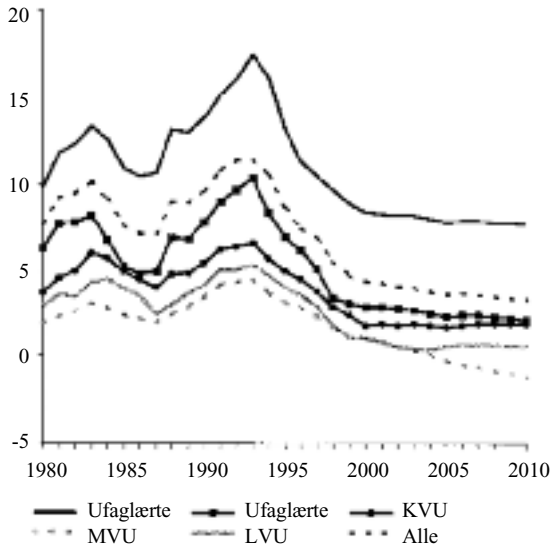
Og hvis vi endelig fik øget efterspørgslen og arbejdsstyrken, ville der være et mismatch mellem det øgede udbud og efterspørgslen på

arbejdsmarkedet. Den større arbejdsstyrke ville ikke have den uddannelsessammensætning, som erhvervene efterspurgte. Netop uddannelsen spiller en afgørende rolle for, om den kommende arbejdsstyrke kan matche arbejdsgivernes kvalifikationskrav.

Regnestykket

For at undersøge, om det øgede udbud matcher den stigende efterspørgsel på arbejdsmarkedet, forudsætter vi, at erhvervsfrekvensen stiger, navnlig blandt personer over 50 år. Vi får altså et øget udbud, navnlig af ufaglært arbejdskraft (fordi flertallet af dem, som ikke har arbejde, er ufaglærte. Det gælder ikke mindst de 50-65-årige, men også mange etniske minoriteter, samt sygemeldte og langtidsledige i alle aldre). Som figur 4 viser, er to tredjedele af de 16-67-årige uden for arbejdsmarkedet ufaglærte. Omvendt er kun én tredjedel af dem på arbejdsmarkedet ufaglærte.

Omvendt forestiller Regeringen sig, at drivkraften i den fremtidige vækst kommer fra privat og offentlig service (hvor arbejdskraften er relativt højtuddannet). Vi bruger Finansministeriets tal for den fremtidige beskæftigelse



Figur 5. Ledigheden fra 1980-2010. Procent.

Kilde: Holm m.fl., 2000.

fordelt på erhverv og vi ved på forhånd, hvordan uddannelsessammensætningen historisk har været i hvert erhverv.

Nu har vi både udbud af og efterspørgsel efter arbejdskraft fordelt på uddannelser. Idet vi antager, at der er en meget stor faglig mobilitet på arbejdsmarkedet, jf. modellen for arbejdskraftens omstillingsevne i Holm m.fl., (1993), kan vi altså undersøge, om der er uligevægte (mismatch) på arbejdsmarkedet, hvis Regeringens fremskrivning realiseres. Altså om den meget lille fremtidige ledighed, der skulle blive resultatet, bliver jævnt fordelt. Eller om der stadigvæk er betydelig arbejdsløshed inden for nogle uddannelsesgrupper, men flaskehalse for andre.

Med de givne præmisser er resultatet utvetydigt: Det øgede udbud (af ufaglærte) matcher ikke den øgede efterspørgsel (fra de uddannelsesstunge serviceerhverv).

Figur 5 viser ledigheden fordelt på fem hovedgrupper af uddannelser. Figuren illustrerer hierarkiet på arbejdsmarkedet både i fortiden og i fremskrivningerne:

- De ufaglærte har en markant højere arbejdsløshed end alle andre grupper
- De faglærte har lavere ledighed end gennemsnittet, men højere end for dem med videregående uddannelser
- De med videregående uddannelser har den laveste ledighed – allerlavest ligger arbejdstagere med mellemlange videregående uddannelser (MVU, primært rettet mod den offentlige sektor, såsom lærere og sygeplejersker)
- Men helt generelt bliver der mangel på arbejdskraft med mellemlange og lange videregående uddannelser (MVU og LVU)

Følger man Finansministeriets fremskrivning, bliver flaskehalsproblemerne allermost udtalt i sundhedssektoren (læger, tandlæger, farmaceuter, jordemødre og sygeplejersker). Der bliver også stor mangel på lærere og gymnasielærere. Der bliver for få jurister og civilingeniører. Endelig opstår der mangel på byggehåndværkere (murere og tømrere mv.), hvis vi følger Finansministeriets regnestykke.

Konklusion

Selv om efterspørgslen fortsat måtte stige og det er ingen given sag), er det mere end tvivlsomt, om udbudet af arbejdskraft også stiger, jf. den historiske udvikling, herunder faldet i arbejdsstyrken det seneste år. Og selv om det lykkes at øge arbejdsstyrken i forhold til den demografiske udvikling, kan flaskehalse ikke undgås, hvis regeringens scenario frem til 2010 realiseres. Det gælder ikke alene vigtige offentlige sektorer (sundhed, uddannelse og social forsorg) men også private erhverv, herunder forretningsservice og byggefag.

Samtidig forbliver arbejdsløsheden relativt høj blandt de ufaglærte (ikke mindst blandt

dem over 50 år). Sagen er, at udbudet af arbejdskraft primært kan øges ved at få tag i flere ufaglærte – det være sig indvandrere, midaldrende eller andre langtidsledige. Og dette øgede udbud matcher ikke den øgede efterspørgsel fra de offentlige og private serviceerhverv.

Hvor prisværdig regeringens anstrengelser for at få flere ud på arbejdsmarkedet end er, så løser de ikke flaskehalsproblemerne på det danske arbejdsmarked.

Og så må andre af restriktionerne i regeringens regnestykke give sig: det være sig velfærd, skat, offentlig gæld og/eller beskæftigelse.

Litteratur

- Arbejdsmarkedsrådet for Storkøbenhavn. 2001. *Arbejdsmarkedsredegørelse 1. kvartal 2001*. AF, København.
- Finansministeriet. 2000. *Finansredegørelsen 2000*. Finansministeriet, København.
- Finansministeriet, januar. 2000. *Rekruttering og Service*. Finansministeriet, København.
- Groes, N. og A. Holm. 1999. *Uddannelser og uligevægte på arbejdsmarkedet 1980–2017*. AKF Forlaget.
- Groes, N., T. Tranæs og A. Holm. 1994. A Forecast Model for Unemployment by Education. *Labour*, Vol. 8, nr. 2., Blackwell Publishers.
- Holm, A., T. Honoré Olsen og N. Groes. 2000. Regnestykker og ønsketænkning – *Finansministeriets fremskrivning for arbejdsmarkedet*. AKF Forlaget.
- Holm, A., N. Groes og M. Poulsen. 1993. Uddannelsespolitik, beskæftigelsesprognoser og omstillingsevne på arbejdsmarkedet. *Nationaløkonomisk Tidsskrift*, 131, s. 287-99.
- Regeringen. 2001. *En holdbar fremtid – Danmark 2010*. Finansministeriet, København.

Bog anmeldelser

Torben M. Andersen: *Danmark som velfærdssamfund*. Forlaget Frydenlund, 2000. 117 s. inkl. stikordsregister. Anmeldt af Carsten Koch.

Det er sjældent uden en vis spænding, man går i gang med at læse elementære lærebøger begået af »overkvalificerede« forfattere. Vil deres ekspertise slå igennem og løfte den elementære lærebog, eller vil det hele drukne i svært tilgængelige og upædagogiske ræsonnementer?

Bogen her er et eksempel på en elementær lærebog beregnet for »gymnasiet/HF/VUC, de mellemlange videregående uddannelser, studiekredse samt fagbevægelsens kurser«, og forfatteren er et lige så klart eksempel på en særdeles højt kvalificeret forsker. Så den nævnte spænding er til stede.

Efter min mening falder bogen til den rigtige side, men helt fri for ekspertvendinger med unødvendigt høje lix tal er den ikke.

Bogen bærer i høj grad præg af at være skrevet af en økonom. Der er ikke meget statskundskab over den på trods af den lidt brede titel. Forfatter og forlag skal roses for at have begået en økonomisk orienteret bog, da det oplagt er en mangelvare i forhold til de mange bidrag, der ud fra en statskundskabsvinkel præger markedet.

Bogen er bygget op om 8 kapitler med titlerne: Danmark som velfærdssamfund, velfærdsmodeller, velfærdssamfund og incitamenter, den offentlige sektor, arbejdsmarkedet, socialpolitikken, pensioner samt globalisering.

Det er ikke lykkedes anmelderen at finde væsentlige mangler (om nogle overhovedet) i emnedækningen, når der er tale om en økonomibog. Til gengæld er der heller ikke mange

nye eller utraditionelle indslag i forhold til gængs økonomisk teori på området.

Forfatteren er ikke veget tilbage for at formulere en række af de »langhårede« sætninger fra den økonomiske teori, selvom det er hundesvært. Det lykkes dog heller ikke hver gang at gøre disse sætninger nemme at kapere. Et eksempel herpå er følgende: »Et grundlæggende resultat i økonomisk teori siger, at såfremt at 1) der eksisterer markeder for alle tænkelige goder og tjenester og 2) der er fuldkommen konkurrence på alle disse markeder, vil resultatet blive en såkaldt Pareto-efficient allokering af de økonomiske ressourcer. Herved forstås, at det i forhold til slutresultatet i form af de producerede og forbrugte varer og tjenester ikke er muligt at foreslå en anden anvendelse af ressourcerne, som vil stille nogle bedre uden at skade andre.«

Jeg tvivler på, at den forudsætningsløse læser, som bogen angiveligt bl.a. henvender sig til, er helt fri for ekspertvendinger ved det spørgsmål, om introduktionen af Pareto-efficiens i det hele taget er relevant i en sådan bog. Det er jo ret beset både uanvendeligt og uanvendt i den standende velfærdsdebat og – politik (bemærk, at jeg ikke generelt mener at alle »langhårede« sætninger fra økonomisk teori skal undgås i bogen – mange er særdeles relevante selvom de er vanskelige at forstå – f.eks. distinktionen mellem individuel og kollektiv rationalitet – blot for at nævne et enkelt emne fra samme kapitel).

Jeg ærgrer mig lidt over, at forlag og forfatter ikke har ladet bogen gennemgå af en journalist eller anden med formidlingsmæssig baggrund. Det havde givet lettet fordøjelsen af stoffet, som er vigtigt.

Bortset fra dette er der tale om vellykket bog i den øvre ende af den sværhedsskala, lærebøger til det anførte publikum måles efter.

Carsten Fenger-Grøn og Jens Erik Kristensen: *Kritik af den økonomiske fornuft – en antologi*. Hans Reitzels Forlag, København 2001, 294 s. Anmeldt af Henrik Preben Perregaard.

Jeg har et problem. Det har noget at gøre med, at det hjemme hos os er mig, der står for de daglige indkøb. Jeg forsøger nemlig at opføre mig »rationelt«. Slutsky-ligningen er min bedste ven, så det går meget godt, når jeg skal købe kød, brød, mælk, hårshampoo, øl og kaffe. Men når jeg skal købe æg, begynder jeg at svede. Kikker først altid, om der er andre i nærheden. Hvis det ikke er tilfældet, griber jeg resolut og meget politisk ukorrekt en bage buræg og putter den ned i indkøbsvognen. Buræg er nemlig som bekendt de billigste, og jeg kan ikke smage forskel på dem og så de æg, der kommer fra fritgående høns. Jeg ved godt, at de stakkels kræ ikke har det sjovt i deres små bure. Men herregud – det er jo kun dyr. Og nogle af de penge, vi sparer ved »rationelle« køb af æg og andre varer, sender vi til vores »adoptivbarn« Pinky i Nepal. Det hjælper lidt på samvittigheden. Set fra et helhedssynspunkt ved jeg derfor ikke, om jeg er rationel eller ej. Det er mit problem.

Det er nogle af disse forestillinger omkring »economic man« – antagelsen i den økonomiske videnskab, der underkastes kritik i ovennævnte antologi. I alt ti forskere fra forskellige discipliner belyser dette individ fra forskellige synsvinkler, nemlig to økonomiske overvisnænd, en driftsøkonom, en makroøkonom, to politologer, tre idéhistorikere og en biskop. Hvert bidrag rummer en kritisk anfægtelse af den økonomiske videnskabs »selvforståelse« (ja sådan står der på bagsiden af bogen). Og videre hedder det, at »der sættes fokus på den økonomiske teoris latente politiske, sociale og moralske værdier og på økonomiske strategiers rolle og status i samfundet«. For som det hedder: »Økonomi er for vigtig en sag at overlade til økonomer«.

Dette sidste er jeg meget enig i, dog med den tilføjelse, at det samme må kunne siges

om filosofien og andre videnskaber. Især danske filosoffer, der de sidste 30 år synes at have været meget »tyske« i deres holdning til filosofien. Nu er det ikke, fordi jeg er racist, men angelsaksisk filosofi har altså altid bekommet mig bedre. Som én af dem, der har oplevet den såkaldte »kapitallogiks« hærgen ved danske universiteter i 1970'erne, er det dertil med beklagelse, at jeg erfarer, at nogle af indlæggene har en umiskendelig duft af forældet, tysk kapitallogik over sig. Men herom senere.

De enkelte indlæg er naturligvis af forskellig kvalitet. Opløftende er det, at nogle af de bedste bidrag kommer fra de yngre forskere f.eks. Mads P. Sørensen, som snakker om den politiske forbruger – helt klart bogens bedste og meste veloplagede indlæg. Sørensen diskuterer grundigt Brent-Spar sagen fra 1995, hvor Shell måtte opgive sænkningen af en boreplatform i Nordsøen primært på grund af tyske forbrugeres boykot af Shell. Og grundig er også diskussionen af, hvordan danske forbrugere i løbet af kun ti år er gået fra at købe primært bur-æg til at købe økologiske æg i stedet, selvom det er »irrationelt«. Carsten Fenger-Grøn giver i »Om nytten af nyttelæren« en udmærket fremstilling af nytteteoriens udvikling de sidste 200 år. Specielt er hans redegørelse af Benthams utilitarisme interessant. Til sidst i det unge trekløver er Jes Hesselbjergs også ganske pæne artikel om »Den irrationelle rationalitet og den normative objektivitet«, der bl.a. indeholder en redegørelse for nogle af Habermas teser på dette felt. Også her lærte jeg noget.

Sobert og redeligt – men mere kedeligt – kommer de tre økonomiprofessorer Niels Kærgård, Jesper Jespersen og Karsten Laurson med deres bud på, hvad der er i vejen med »economic man« og neoklassisk teori. Kærgård virker noget tam i denne bog. Er han ikke kommet i forkert selskab? Det må man mene, hvis man ellers husker hans diskussion med Jesper Jespersen i dette tidsskrifts spalter for to år siden. Dengang var han en veloplaged forsvarende for »mainstream economics.« Her indskrænker hans forsvar for »economic man« sig alene til det selvfølgelig, at dette individ

også kan samarbejde. Dette vises ved et spilteoretisk eksempel. Jesper Jespersen taler om problemerne ved at gå fra mikro til makro og den heraf følgende risiko for »den atomistiske fejlslutning« f.eks. opsparingsparadokset og paradokset med, at generelle lønfald i en lukket økonomi kan føre til øget arbejdsløshed. Endelig giver Karsten Laursen en meget hård og nihilistisk kritik af neoklassisk teori i artiklen »Filosofiske overvejelser om økonomi«. Generelt synes de tre universitetsprofessorer i økonomi at være noget »trætte« i deres fremstilling. Man fornemmer at alderen er begyndt at trykke.

Jan Lindhardt giver i »Gerrighed eller økonomisk fornuft« en historisk redegørelse for begrebet »det nærige menneske«. I middelalderen var det at være nærig en af de syv dødsynder. Det ændrer sig totalt med de klassiske økonomer, hævder Lindhardt. Det er dog uklart, om det nærige menneske alene er den, der sparer op eller den, der »hoarder«. Sidstnævnte type brød heller ikke klassikerne sig om. Ja, Adam Smith hævdede, at man måtte være sindssyg, hvis man puttede pengene i strømpeskafterne fremfor at låne dem ud mod rente. »Det økologiske økonomiparadigme« – formuleret af den amerikanske økonom Herman E. Daly – tages op til behandling af Erik Christensen. Herman E. Daly bruger en biologimetaphor i stedet for den neoklassiske maskinmetafor om samfundet, og kommer derfor til andre resultater end gængs neoklassisk teori. Fremstillingen er udmærket, men det er synd, at der ikke er en henvisning til Alfreds Marshalls forsøg på at bygge økonomi op omkring biologien. Det ville kunne have gjort denne artikel mere interessant.

Jeg nævnte i starten af denne anmeldelse, hvordan der visse steder i denne bog er en duft af forældet, tysk kapitallogik. Det gælder indlæggene af Jens Erik Kristensen om det »pædagogiske samfund« og især Anders Lundkvist, der diskuterer begrebet ejendomsret. Lundkvist er uhyre doktrinær i sin begrundelse for, at privatejendommen skal afskaffes og »demokratisk plan-økonomi« indføres. Han sidder højt hævet på sin kapitallogiske stol og spekulerer og deducerer. Det

er a priori ræsoneren, så det batter. Før hvert konkluderende ord står der altid »nødvendigt« – for at understrege holdbarheden af hans geniale indsigter. Erfaringer og historiske kendsgerninger om socialismen bider ikke på Lundkvist. Hvordan overgangen til hans statssocialisme skal ske diskuteres heller ikke. Lundkvist burde læse Friedmans »Capitalism and Freedom« fra 1962. Friedman forstår at bruge logik. Kapitallogik derimod er noget, Fanden har skabt.

Med introduktionen af Friedman er jeg kommet til min væsentligste anke. Nemlig om en rationel kritik af den neoklassiske økonomis forudsætninger overhovedet er mulig og nødvendig. Alle økonomer har hørt om Friedmans syn: at forudsætninger er noget ligegyldigt noget. Det der skal testes er forudsigelserne. Imre Lakatos har modificeret denne ekstreme holdning derhen, at det alene er forudsætninger og antagelser i et forskningsprogram »beskyttelsesbælte«, der skal og bør testes. De virkelige »hard core« forudsætninger problematiseres aldrig, og bør heller ikke problematiseres, hvis man ønsker at tilhøre forskningsprogrammet. »Hard core« forudsætninger er metafysiske antagelser, hvis sandhed eller falskhed ikke kan afgøres, jævnfør mine egne personlige problemer med at finde ud af, om jeg er »rationel« eller ej. Hele bogen kunne derfor, hvis man var grov, afvises som irrelevant. Det mener jeg er for hård en vurdering. Inden for videnskaben må alt kunne kritiseres, jævnfør iøvrigt Popper, men man skal nok ikke tro, at en rationel diskussion af »hard core« antagelsen om »economic man« er mulig. Om man accepterer denne person er snarere et resultat af en propagandastrid.

Bogen har som intention at kunne bruges som lærebog for økonomistuderende i filosofi. Det er jeg i tvivl om, at den kan. Dels er der tale om for spredt og usammenhængende fægning, dels er der tale om en (næsten) total mangel på referencer til og diskussion af moderne angelsaksisk videnskabsfilosofi. Bevares, Rawls er med, men hvad med f.eks. Kuhn, Popper, Lakatos, Feyerabend og Laudan? Filosofi er i sandhed for vigtig en sag at overdrage til filosoffer.

Jesper Jespersen: *Introduktion til makroøkonomisk teori*. Jurist- og Økonomforbundets Forlag, København 2000. 177 s., kr. 235,-. Anmeldt af Claus Thustrup Kreiner.

På det internationale bogmarked er der et stort udbud af introducerende lærebøger i makroøkonomi forfattet på engelsk. Ligeledes er der efterhånden også en del lærebøger i avanceret makroteori, og den største mangel synes således at være bøger, der udfylder gabet mellem det introducerende niveau og det avancerede niveau. På det danske bogmarked derimod har der indtil nu kun eksisteret introduktionsbøger til mikroteori og nationaløkonomi, og der har således ikke været en lærebog på dansk og skrevet af en forfatter med kendskab til dansk økonomi, for dem som har ønsket en introduktion udelukkende til makroøkonomisk teori.

Som titlen antyder, er det Jesper Jespersens (herefter JJ) fortjeneste, at der nu er en sådan lærebog. Således er det med forfatterens egne ord formålet med bogen, »at den giver læseren, "hvad enhver samfundsvidenskabelig kandidat bør vide" og "hvad enhver samfundsdebattør egentlig burde vide" om makroøkonomi.«

Man kunne selvfølgelig spørge, om der overhovedet er behov for en bog på dansk og af en dansk forfatter, når der nu er så mange glimrende bøger på det internationale marked – makroteori er jo ikke specielt landespecifik modsat f.eks. juridiske regler, og studerende på de højere læreanstalter burde have tilstrækkelige sprogkunderskaber til at kunne læse på engelsk. Men gevinsten ved en dansk bog er, at dette åbner mulighed for at inddrage dansk empiri samt at skræddersy den teoretiske fremstilling til de forhold, der er relevante for dansk økonomi (f.eks. det forhold, at Danmark er en lille, åben økonomi med tilnærmelsesvis frie kapitalbevægelser). En dansk lærebog har således efter min mening sin berettigelse på dette område, og det er derfor

prisværdigt, at JJ har søgt at udfylde dette hul på det danske bogmarked.

Bogens opbygning og indhold er følgende. Der startes med to indledningskapitler, der beskriver og afgrænser genstandsfeltet for makroteori samt beskriver den tætte sammenhæng mellem makroøkonomi og nationalregnskabet. Forskellen mellem trend og konjunktursvingninger beskrives, og JJ redegør for, at makroteori i bogen vil være synonym med konjunkturteori, idet makroteorien efter hans mening ikke har bidraget med noget særligt vedrørende vækst. Kapitel 3 til 8 præsenterer derefter den del af makroteorien, som forfatteren mener, en samfundsvidenskabelig kandidat bør have kendskab til. Første kapitel gennemgår den simple Keynes-model (45⁰-modellen). Her diskuteres traditionelle emner såsom konsekvensen af utilstrækkelig effektiv efterspørgsel efter varer og serviceydelser, multiplikatoreffekten ved efterspørgselsændringer, betydningen af automatiske stabilisatorer mv. Kapitel 4 omhandler reale investeringer, opsparing, nationalformue og miljø. Rent teoretisk er det nye i forhold til kapitel 3, at investeringerne ikke længere er eksogene. Der er ingen diskussion af, hvad virksomhederne basalt set har som mål ved valg af investeringsniveau (f.eks. at maksimere nutidsværdien af virksomheden). I stedet postuleres mekanisk nogle simple adfærdrelationer for forskellige investeringstyper og konsekvenserne heraf, f.eks. endogene konjunktursvingninger, diskuteres. Kapitel 5 udvider den simple Keynes-model med udenrigshandel, hvilket jo er et vigtigt element for en lille, åben økonomi som den danske, hvor import/eksport udgør omkring 30% af BNP. Den mindre multiplikator pga. indkomstafhængig import udledes, og derudover diskuteres J-kurve effekten på betalingsbalancen samt sammenhængene mellem betalingsbalance og henholdsvis udlandsgæld og valutamarked. Kapitel 6 omhandler arbejdsmarkedet samt henholdsvis pris- og løninflation. Der redegøres for, hvorfor en simpel udbuds-efterspørgselsanalyse af arbejdsmarkedet er misvisende, når der er rationering på varemarkedet. Der-

udover postuleres en simpel mark-up prisregel for niveauet for outputpriserne, mens vækstraten i lønningerne beskrives via en simpel Phillips-kurve sammenhæng. Som bekendt har det senere vist sig, at denne simple sammenhæng ikke er en empirisk regularitet, hvilket JJ diskuterer samt viser grafisk for Danmarks vedkommende. I kapitel 7 diskuteres mål for finanspolitikken samt de mulige problemer med at opnå disse mål. I det sidste teoretiske kapitel beskrives formålet med penge, pengeskabelse etc., IS-LM-modellen præsenteres, og der redegøres for, hvorfor LM-kurven i en lille, åben økonomi med frie kapitalbevægelser er tilnærmelsesvis vandret. Bogen afsluttes med et teorihistorisk kapitel, som beskriver baggrunden for den makroøkonomiske teori. Der opstilles ligefrem en »kongerække« af vigtige økonomer, som strækker sig fra François Quesnay, hovedmanden bag de fysiokratiske idéer, og til nutidens John Kenneth Galbraith (!).

JJ's bog er i høj grad tilpasset efter danske forhold ved at inddrage tal fra dansk økonomi samt ved f.eks. at fokusere primært på konjunkturmoduløbende finanspolitik, i stedet for pengepolitik som der af gode grunde bruges mere tid på i amerikanske lærebøger. Fremstillingen af teorien er gjort pædagogisk ved at inddrage tal-eksempler samt ved at supplere modellerne med grafiske illustrationer. Til tider er fremstillingen dog noget upræcis, specielt når det gælder brugen af matematik. Således bliver variable undertiden ikke defineret, og det bliver tit ikke præciseret om en variabel skal betragtes som eksogen eller endogen. Man savner også en mere præcis beskrivelse af sammenhængene mellem de forskellige teori-dele. Forordet beskriver, hvordan bogen præsenterer et sæt legoklodser som tilsammen udgør »modellen«. Men det bliver aldrig helt klart for læseren, hvordan de enkelte dele hører sammen, og derfor heller ikke klart, hvordan »modellen« konkret ser ud. Det er dog ikke svært at udbedre disse småting i en 2. udgave.

Et andet og efter min mening væsentligere problem er, at bogen både indholdsmæssigt og fremstillingsmæssigt er præget af et noget

specielt – og efter min mening forældet – syn på økonomisk teori. Indholdsmæssigt kommer det f.eks. til udtryk ved, at hele bogen kun handler om efterspørgselsiden af økonomien – og at man altså skulle kunne forstå alt, hvad der sker på makroplan ved blot at betragte den ene side af økonomien. Udbudssiden af økonomien fremstilles som noget, der nærmest ikke eksisterer. Det nærmeste, man kommer en udbudsside, er betragtningen om, at økonomien vokser (i bølger) langs et vækstspor, og at den vedvarende vækst langs dette vækstspor primært skyldes forbedret teknologi. Men hvorfor skulle udbredelse af teknologi og nye innovationer ske så jævnt? Mon ikke der er noget rigtigt i Real Business Cycle teorien om, at udbredelse af teknologi og nye innovationer er ujævn, og at dette i høj grad bidrager til fremkomsten af konjunktursvingninger? Senere antydes det ydermere (s. 64 nederst), at det formentlig er den effektive efterspørgsel som bestemmer den underliggende væksttrend – skal man herved forstå, at øget effektiv efterspørgsel via f.eks. finanspolitik er hoveddrivkraften bag nye innovationer og udbredelse af teknologi?

Negligeringen af udbudssiden betyder også, at strukturpolitik slet ikke er behandlet i bogen, på trods af at argumenterne bag mange reformer i de senere år har været strukturpolitiske. F.eks. var det i høj grad sådanne overvejelser, der lå bag sænkningen af rentefradraget, begrænsningen af den maksimale dagpengeperiode og den så udskældte efterlønsreform. Lidt firkantet kan man sige, at strukturpolitik handler om at placere den langsigtede, lodrette AS-kurve, om hvilken økonomien fluktuerer på et givet tidspunkt, så hensigtsmæssigt som muligt – mens konjunkturpolitik handler om at nedbringe fluktuationerne omkring kurven. Og mon ikke de potentielle samfundsmæssige gevinster ved at få placeret denne kurve mest hensigtsmæssigt (strukturpolitik) er mindst lige så store som gevinsterne ved at nedbringe fluktuationerne omkring kurven (konjunkturpolitik)?

JJ skriver i sit forord, at bogen også vil præsentere væsentlige diskussioner og teoretiske uenigheder inden for de enkelte emne-

områder. Naturligvis er det ikke muligt i en introducerende lærebog at give en nuanceret diskussion af sådanne uenigheder, og fremstillingen er da også snarere præget af »sure opstød« end nuanceret argumentation. F.eks. synes JJ lige, at det i introduktionen til den traditionelle keynesianske analyse skal nævnes (s. 36), at man bør undre sig over, at Lucas fik Nobelprisen i 1995 for »hans nyklassiske analyse og den deraf afledte konklusion, at "penge er realøkonomisk neutrale", og "den realøkonomiske udvikling kan ikke varigt påvirkes af den makroøkonomiske politik". Udover at dette selvfølgelig er en meget primitiv udlægning af, hvorfor Lucas fik Nobelprisen, er det spørgsmålet om de studerende, som ingen gang er blevet præsenteret for begrebet pengeneutralitet, kan vurdere eller i det hele taget forstå indholdet. Et andet eksempel er beskrivelsen af Pareto-optimalitet (s. 152-153): »Hertil kommer, at i praksis vil der aldrig kunne eksistere fuldkommen konkurrence, hvilket også udelukker muligheden

af, at en generel ligevægt overhovedet kan etableres. Pareto-optimalitet er således en ren teoretisk abstraktion, der ikke i sig selv kan beskrive virkeligheden;« Igen en meget firkantet udlægning, specielt fordi forfatteren ikke giver en egentlig definition af begrebet, så den studerende i det mindste ved, hvad det er, der er en teoretisk abstraktion. Efter min mening ville bogen blive betydelig mere fokuseret og saglig, hvis fremstillingen blev renset fra JJ's sidebemærkninger vedrørende teori og lign., som ikke gennemgås i bogen. Dermed ville bogen komme nærmere sit formål om at være en lærebog og ikke en debatbog.

Lad mig slutte, hvor jeg startede med bogen, nemlig på bagsiden: Her loves studerende at få svar på, »hvorfor arbejdsløsheden er 5% i Danmark og 10% i Tyskland?« Dette er unægteligt et spændende spørgsmål. Men hvorfor indgyde læserne forventninger som aldrig indfris og dermed risikere, at de bliver skuffet over bogen?

Danmarks Nationalbank: *Den afmytologiserede pengepolitik. Pengepolitik i Danmark*. Juni 1999. 123 s. Anmeldt af Niels Blomgren-Hansen.

We must have a good definition of Money,
 For if we do not, then what have we got,
 But a Quantity Theory of no-one-knows what,
 And this would be almost too true to be funny.
 Now, Banks secrete something, as bees secrete
 honey;
 (It sticks to their fingers some, even when hot!)
 But what things are liquid and what things are not,
 Rests on whether the climate of business is sunny.
 For both Stores of Value and Means of Exchange
 Include among Assets a very wide range,
 So your definition's no better than mine.
 Still, with credit-card-clever computers, it's clear
 That Money as such will one day disappear;
 Then, what isn't there we won't have to define.

Kenneth Boulding 1969

Kenneth Bouldings hjertesuk kommer op på overhead-skærmen én gang om året. Det sker,

når jeg i undervisningen i indledende nationaløkonomi som en anden Alice in Wonderland bevæger mig fra den »reale« verden ind i lærebogens pengepolitiske eventyrverden. Det er en verden som styres af en troldmand med titel af »govenor« fra slottet »Fed« i et land langt herfra. Han er uudgrundelig vis, og hans magt er stor. Han og han alene råder over tryllemidlet \bar{M} , uden hvilket alt liv ville ophøre. (Stregen om \bar{M} 'et er vigtig; thi det er den, der indeholder den magiske kraft). \bar{M} er et farligt middel. Det skal doceres med stor nøjagtighed. For meget eller for lidt, og det vil starte en fortærende inflation, der kun kan standses under store opofrelser, eller det vil kaste borgerne ud i ledighed og armod. Men det er ikke alene størrelsen af \bar{M} , der bestemmer folkets ve og vel. \bar{M} har den vidunderlige egenskab, at dets virkning afhænger af borgernes forventninger. Forventer de, at en slurk af \bar{M} fører til fremgang i beskæftigelse og produktion, ja så sker det (i hvert fald for en tid). Forventer de omvendt, at drikken vil resultere i stigende priser, ja så vil det straks

ske. Det er derfor en mindst lige så vigtigt opgave for guvernør at skabe de rette forventninger til virkningen af M som at sikre den rette docering. Det gør han gennem besværgelser. Hans ord er troværdige og skaber, hvad de nævner, thi tilliden til, at han med tryllemidlet \bar{M} og sine ord kan føre folket uden om alle faldgruber er urokkelig. Men det er en forudsætning, at han er uafhængig. Skulle han – oh skræk! – lytte til folkets valgte repræsentanter (opportunistiske og uvidende som det selv), mister besværgelserne deres kraft, tryllemidlet bliver til gift, og folket må for evigt trælle under en dobbelt byrde af inflation og ledighed. Måtte det aldrig ske!

Lærebøgenes fremstilling af den pengepolitiske teori er fascinerende. Det tager lidt tid for de studerende at leve sig ind i dens særegne logik. I starten stiller de spørgsmål om, hvad dette \bar{M} er for noget, hvordan det måles og vejes, hvoraf guvernør fremstiller det, og hvad der er for en egenskab ved \bar{M} , der givet dets magiske styrke. Men studiet er effektivt, og de studerende er kvikke, så de forstår hurtigt, at det er uakademisk at stille spørgsmål til forudsætninger og begreber. Det er i den logisk stringente leg med begreber og forudsætninger, man tilegner sig erkendelsens klar-syn. Efter få uger kan de som en anden troldmandens lærling ved grafer og ligninger bestemme den optimale pengepolitik til enhver situation. Dogmatikken anammet, målet nået og eksamen bestået. Som for generationer før dem.

Det er denne glørværdige pengepolitiske tradition, Nationalbanken retter skytset imod. Afmytologiseringen sker med beundringsværdig konsekvens, pædagogisk tæft og klart sigte.

Indledningsvist slås det fast, at Nationalbankens primære opgave er den jordnære at være bankernes bank, og at Nationalbanken er forpligtet til at påse, at der på ethvert tidspunkt er tilstrækkelig likviditet i banksystemet til at sikre en fleksibel og sikker afvikling af betalingerne pengeinstitutterne imellem. Det betyder i praksis, at pengeinstitutterne ved hver dags afslutning har et positivt inde-

stående på deres afregningskonto (foliokontoen). Nationalbanken sikrer dette ved i fornødent omfang at sælge indlånsbeviser eller låne ud til »modparterne« (det eneste lidt krukke udtryk i den ganske publikation) til samme rente (kaldet 14-dages renten, fordi indlånsbeviserne har en løbetid på 14 dage). Ses der bort fra lidt teknik, der skal sikre, at pengeinstitutterne har et incitament til at udligne likviditetsover- og -underskud over pengemarkedet, er udbuddet af primær likviditet fuldkommen elastisk ved den 14-dages rente, som Nationalbanken har fastsat.

Den centrale variabel i klassisk penge teori er M_0 (»high-powered money«). M_0 er defineret som pengeinstitutternes nettostilling over for Nationalbanken (summen af deres indestående på foliokontoen og indlånsbeviser med fradrag af deres lån i Nationalbanken) med tillæg af seddel- og møntomløbet. Ifølge lærebogsfremstillingen kontrollerer centralbanken udbudet af M_0 gennem »open market operations« i obligations- og valutamarkederne og herigennem, indirekte, udviklingen i hele den finansielle sektor.

Nationalbanken gør kontant, næsten brutalt, op med denne klassiske tankegang. Pengeinstitutternes nettostilling fluktuerer kraftigt, primært som følge af sving i statens ind- og udbetalinger og Nationalbankens køb og salg af valuta, men Nationalbanken tillægger ikke udviklingen i pengeinstitutternes nettostilling og dermed i M_0 nogen betydning – end ikke om denne fordoms centrale variable er positiv eller negativ (s. 27). M_0 er sendt på museum.

Men Nationalbankens opgør med den pengepolitiske relikvietyrkelse går videre. Med velanbragt sarkasme beskrives lærebøgenes kreditmultiplikator, hvor igennem en ændring i M_0 projiceres op til proportionale ændringer i pengeinstitutternes ind- og udlån, som en »kartoffelmultiplikator« (Goodhart): Hvis vi blot *antager*, at der er et fast forhold mellem befolkningens forbrug af kartofler og samlede forbrug, ja så kan vi styre det samlede forbrug gennem en kartoffelcentral, der har magt til at regulere udbudet af kartofler! (Sarkasmen er

velanbragt i forhold til nutidens tankeløse epigoner, men ikke fair i forhold til klassikerne, der modellerede den tids finansielle sektor med både indsigt og analytisk stringens).

I det hele taget levner Nationalbanken ikke pengebegrebet megen relevans. Man kan selvfølgelig godt rubricere forskellige finansielle aktiver efter deres likviditet og alt efter, hvor man sætter strengen, tale om M_1 , M_2 , eller M_3 . Men det er en meningsløs eksercits, jf. Bouldings ovenstående kommentar. »Penge« er ikke en kvantitativt veldefineret størrelse. »Moneyness« er en kvalitet, som alle aktiver besidder i større eller mindre grad. Differentierede finansielle aktiver udvikles og udbydes af private finansielle institutioner, hvis der er efterspørgsel efter dem. Keynes' eksogene pengeudbud, \bar{M} , som angiveligt »rules the roost«, var en myte allerede længe inden han ophøjede det til hovedhjørnen i sit IS-LM tanke-tempel. Det er befriende, at se Nationalbanken hamre en pæl gennem gespenstets hjerte. Lad os håbe, at det nu forbliver i den grav, hvor det hører hjemme.

Det er et klassisk dogme, at prisniveauet er bestemt af pengeuddet. Det er der i dets klassiske kontekst intet forkert i. Der er næppe mange, der vil argumentere imod David Humes ræsonnement, ifølge hvilket en fordobling af mængden af guld (dens tids betalingsmiddel) på langt sigt blot vil resultere i en fordobling af alle priser (den klassiske dikotomi). Ræsonnementet har den logiske implikation, at den myndighed, der angiveligt har magten til at bestemme pengeuddet (centralbanken), også har ansvaret for den langsigtede udvikling i prisniveauet. I nyere tid har tesen udviklet sig til, at centralbanken kontrollerer prisudviklingen på kort sigt, dvs. inflationstakten.

Nationalbanken giver en smuk illustration af det klassiske Hume'ske ræsonnement. S. 65 vises en graf, der illustrerer, at prisniveauet var stationært fra begyndelsen af 1800-tallet til 1. verdenskrig (dvs. så længe væksten i pengeuddet var bundet til guldproduktionen) og monotont – til tider stærkt – stigende, efter nationerne i 1929 endelig opgav bindin-

gen til guld og lod »fornuften« råde. Men længere vil Nationalbanken ikke gå. I logisk forlængelse af sit markante opgør med myterne om penge som en veldefineret kvantitativ størrelse og det eksogent bestemte pengeudbud, lægger Nationalbanken afstand til antagelsen om en nær kausal sammenhæng mellem pengemængdens vækstrate og inflations-takten. Grafen s. 57 burde overbevise selv vore dages spilteoretisk inspirerede pengeteoretikere.

Fremstillingen gør meget ud af at fastslå, at 14-dages renten er Nationalbankens helt centrale om ikke eneste pengepolitiske redskab. 14-dages renten er alternativomkostning for pengeinstitutterne i forbindelse med (større) kortsigtede ind- og udlån og må formodes at slå stærkt igennem på den rente, pengeinstitutterne tilbyder deres kunder i forbindelse med sådanne transaktioner. Men hvilken rolle, 14-dages renten spiller for rentestrukturen og husholdningernes og virksomhedernes ønskede porteføljestruktur, er mindre klart. Det afhænger af pengeinstitutternes forventninger til 14-dages renten på længere sigt, dvs. af deres fortolkning af Nationalbankens bevæggrunde til at ændre på 14-dages renten og deres opfattelse af varigheden og styrken af de forhold, der har fået banken til at ændre den.

I denne forbindelse er Nationalbankens evner for troværdig signalgivning helt central. Nationalbanken signalerer sin opfattelse dels gennem udtalelser (i den forbindelse kan det overraske, at dens officielle pressemeddelelser som oftest er temmelig intetsigende), dels gennem ændringer i diskontoen (dvs. renten på pengeinstitutternes folioindskud). Objektivt set giver en ændring i foliorenten ikke pengeinstitutterne et mærkbart incitament til at ændre deres porteføljesammensætning (forudsat at foliorenten er lavere end 14-dages renten). En samtidig ændring i diskonto og 14-dages rente er imidlertid et signal om, at Nationalbanken anser de forhold, der har fået den til at justere sine satser, for ikke blot rent forbigående, og at den gerne ser, at ændringen slår igennem på pengeinstitutternes

ordinære ind- og udlånsstater og dermed påvirker økonomien bredt. Det vil være tilfældet, såfremt centralbanken i ankerlandet for den danske fastkurspolitik – den tyske Bundesbank og senere Den Europæiske Centralbank – har justeret dens pengepolitiske rentesatser. En ensidig eller kraftigere forhøjelse af 14-dages renten er omvendt et signal om, at Nationalbanken finder behov for at imødegå, hvad den opfatter som »spekulative« omlægninger af kronefordringer til anden mønt, dels ved at gøre sådanne omlægninger mindre lønsomme, dels ved at minde om, at den om nødvendigt har evne og vilje til at gribe hårdere ind. Signaleffekten er formentlig den primære.

Med kun ét instrument – 14-dages renten – kan Nationalbanken kun forfølge én målsætning: At forsvare kronens værdi i forhold til ankervalutaen for den danske fastkurspolitik – DM/euro. De øvrige finansielle størrelser, inklusive obligationsrenten, kreditgivning og pengemængde, må så blive, hvad de bliver. Med ansvar for at opretholde den faste kronkurs kan Nationalbanken ikke samtidig påtage sig noget som helst ansvar for den indenlandske konjunkturudvikling. Det må andre politikgrene tage sig af – først og fremmest finanspolitikken. Det er konsekvensen af fastkurspolitikken og de frie kapitalbevægelser, og det er publikationens klare budskab. Et budskab, som Nationalbanken i øvrigt ikke forsømmer nogen lejlighed til at slå fast.

Bogens sidste tredjedel beskriver den pengepolitiske transmissionsmekanisme, defineret som virkningen af en ændring af de pengepolitiske fastsatte renter på markedsrenter, produktion og priser etc. Afsnittet er velskrevet og bestemt læseværdigt, men føles alligevel på en måde løsrevet fra eller upåvirket af de foregående kapitlers opgør med den klassiske pengepolitiske mytologi og klare præcisering af, at prisen for fastkurspolitik og frie kapitalbevægelser er tab af pengepolitisk autonomi.

Afsnittet rejser tre spørgsmål. For det første, i hvilken forstand kan man overhovedet tale om en pengepolitisk transmissionsmekanisme

(i analogi med bilens styretøj, der overfører chaufførens bevægelser af rattet til hjulene)? Nationalbanken har ikke kunnet påvise nogen stabil sammenhæng mellem Nationalbankens »signalrentesatser« (det centrale pengepolitiske instrument) og obligationsrenten, der tildeles rollen som det centrale omdrejningspunkt i den pengepolitiske transmissionsmekanisme (s. 91). Det kan i og for sig ikke overraske i lyset af forventningernes centrale betydning for de finansielle markedsreaktioner. En rationel og troværdig pengepolitik er også en forudsigelig pengepolitik. Pengepolitiske indgreb er forventede, for så vidt markedet har kunnet følge udviklingen i de ubalancer, der motiverer Nationalbankens indgreb. Markedsreaktionen kan derfor meget vel være indtruffet før den pengepolitiske reaktion. Nationalbanken præciserer da også, at en vis samvariation ikke implicerer, at Nationalbanken kan styre den lange rente, men oftest blot er udtryk for, at den korte og den lange rente er trukket af samme bagvedliggende faktorer, primært den tyske rente.

For det andet melder spørgsmålet sig: Hvorfor interessere sig for den pengepolitiske transmissionsmekanisme, hvis vi alligevel ikke kan bruge pengepolitikken som styringsinstrument? Hvad interesse har det f.eks. at vide, at en sænkning af obligationsrenten med én procent over en femårig horisont ville hæve BNP med ca. 1 pct., og at en svækkelse af den effektive kronkurs med én procent ville øge BNP med ca. 1/4 procent (s. 116), når vi har givet afkald på at ændre valutakursen og i konsekvens heraf ikke kan bruge obligationsrenten i stabiliseringsøjemed? Svaret finder man på samme side: Beregningerne siger noget om virkningerne af udefrakommende stød til rente og valutakurs. Med samme logik må man fortolke Nationalbankens monetære indeks, der måler »pengepolitikens bidrag til den økonomiske aktivitet« (s. 109), som et mål for udefrakommende finansielle stød. Det er nærliggende at gå et skridt videre og sige, at det dermed bliver et mål for behovet for modsatrettede finanspolitiske indgreb og dermed for omkostningerne ved at føre fastkurs-

politik. Men den følgeslutning forudsætter, at vi med flydende kurser ville have kunnet isolere os fra udefrakommende finansielle stød, og den præmis er der næppe mange, der køber.

For det tredje overrasker det, at modelsimulationerne til illustration af den pengepolitiske transmissionsmekanisme »begynder« med obligationsrente og valutakurs. Disse centrale variable er ikke pengepolitiske instrumenter. Hvad er der blevet af koblingen mellem de pengepolitiske styringsinstrumenter på den ene side og obligationsrente og valutakurs på den anden? En ting er, at vi har valgt at føre fastkurspolitik, men det betyder vel ikke, at kronekurs og renteniveau og struktur er upåvirkelige af Nationalbankens instrumenter, dvs. 14-dages renten og operationer i obligations- og valutamarkedene. Disse tre instrumenter har utvivlsomt forskellig effekt på valutakurs, kort rente og obligationsrente, så det må i princippet være muligt ved en kombination af disse tre instrumenter at påvirke renteniveau og -struktur i en ønsket retning uden at kompromittere fastkursmålsætningen. Hvor stort det pengepolitiske spillerum er, er et empirisk spørgsmål. Men netop af denne grund kunne det have været interessant at erfare, hvad Nationalbankens økonomiske model *MONA* har at sige herom.

Undladelsen af at beskrive dette centrale led af den pengepolitiske transmissionsmekanisme er i god overensstemmelse med de foregående kapitlers kraftige nedtoning af muligheden for / effekten af operationer i valuta- og obligationsmarkederne. Man fornemmer, at den politiske pædagogik har taget over. I og for sig forståeligt: Det må være Nationalbanken magtpåliggende at undgå at bidrage til sirenesang om politisk bekvemme pengepolitiske alternativer til upopulære finanspolitiske tiltag. Den spilteoretiske indfaldsvinkel til pengepolitik viser, at den blotte risiko for, at politikerne lader sig lokke bort fra dydens smalle sti, har sin pris. Men selv i pædagogikkens og den gode sags tjeneste kan man gå for vidt.

I anmelderens øjne er det tilfældet, når Nationalbanken s. 59 bruger en graf af udviklingen i forholdet mellem Nationalbankens egenbeholdning af obligationer og årets obligationsomsætning på Københavns Fondsbørs som dokumentation for, at Nationalbanken er blevet en så lille spiller, at den ikke længere er i stand til at påvirke obligationsrenten. Hvordan dette forhold – stærkt faldende over tiden, primært som følge af børsreform og omlægning af obligationshandelen – kan tages til indtægt for Nationalbankens påståede magtesløshed, er lidt af en gåde. Det følger ikke af gængs porteføljeteori. S. 59 kan man da også læse, at Nationalbanken siden et mislykket forsøg på at stabilisere obligationsrenten i midten af 80'erne (før det drastiske fald i beholdnings-omsætningsforholdet) har betragtet sin egenbeholdning af obligationer som en anlægsbeholdning, dvs. har undladt at intervenere i obligationsmarkedet. OK, men det er Nationalbankens eget (formentlig kloge) strategiske valg – ikke en forpligtelse i forhold til Maastricht-traktaten eller den pengepolitiske aftale mellem stat og Nationalbank, den såkaldte »norm« (s. 18). Et så væsentligt strategisk valg kunne godt fortjene en mere overbevisende begrundelse, f.eks. henvisning til at stabilitet på de finansielle markeder kræver pengepolitisk troværdighed, og at pengepolitisk troværdighed forudsætter en overskuelig målsætning og enkle, let kontrollerbare spilleregler.

Nationalbanken skriver i forordet, at den med den foreliggende bog har forsøgt at udfylde et tomrum ved at præsentere en samlet fremstilling af dansk pengepolitik baseret på situationen i 1999. Det må siges i høj grad at være lykkedes. Men bogen er mere end det. Den er et nøgternt, velanbragt og tankevækkende supplement/korrektiv til lærebøgernes verdensfjerne pengeteoretiske dogmatik. Den er velskrevet og kan læses af en bred kreds af politisk og økonomisk interesserede. Den fortjener det.

Philip Nyholm og Torsten Lodberg Smed: *»Aflønning med finansielle instrumenter. Økonomi og Jura«*. Handelshøjskolens Forlag 2000. Anmeldt af Rolf Norstrand.

Denne bog tager udgangspunkt i en situation, hvor en dansk virksomhed har valgt at supplere nogle eller samtlige ledere og medarbejders aflønning med finansielle instrumenter. Der belyses så udformningen af og valget mellem tre typer af finansielle instrumenter: Aktieoptioner, Warrants og Konvertible obligationer. De valg, virksomheden står over for, belyses i fire problemkredse. I hvert sit hovedafsnit beskrives henholdsvis den økonomiske teori om principal-agent og om finansielle instrumenters værdiansættelse, den skattemæssige regulering, den selskabsretlige regulering og den regnskabsmæssige regulering.

Bogens forfattere er advokater, der har udarbejdet den som en hovedopgave på HD i finansiering. Det er derfor ikke overraskende, at bogens tre juridiske afsnit fremtræder mest overbevisende. Bogens målgruppe er advokater og revisorer, der tænkes at anvende bogen i forbindelse med deres rådgivning om aflønning med finansielle instrumenter. Men også økonomer, der arbejder i virksomheder, der vil aflønne med finansielle instrumenter, kan have glæde af at læse bogen.

Bogens styrke er, at den giver en samlet fremstilling på ca. 200 sider af alle de aspekter en dansk virksomhed bør inddrage i udformningen af finansielle instrumenter. Den anden side af denne mønt er naturligvis, at bogen ikke kommer helt til bunds i de enkelte problemstillinger. Som økonom vil man umiddelbart hæfte sig ved, at afsnittet om den økonomiske teori om principal-agent og om finansielle instrumenters værdi ikke er forfatterens hjemmebane. Men heller ikke i de juridiske afsnit kommer man helt til bunds, således nævnes det f.eks., at der findes særlige regler for børsnoterede selskaber, uden at disse beskrives nærmere, selv om specielt børsnoterede aktier er særlig egnede som grundlag for finansielle instrumenter.

I forbindelse med bogens tilblivelse har forfatterne udsendt et spørgeskema om aflønning med finansielle instrumenter til de største danske virksomheder. Knap 17% af de adspurgte virksomheder brugte finansielle instrumenter som del af lønnen, medens næsten alle virksomheder anvender bonusordninger eller andre incitamentsfremmende aflønningsformer. Dette synes jeg sætter fokus på et spørgsmål, som bogen slet ikke adresserer. Hvorfor vælger man at bruge finansielle instrumenter frem for bonusordninger? Set ud fra en økonomisk synsvinkel kan man få fuldstændig de samme incitamentsvirkninger med bonusordninger som med finansielle instrumenter, og man har mange flere tangenter at spille på, hvis man anvender bonusordninger fremfor finansielle instrumenter.

Bonusordninger vil normalt være udført således, at lederen eller medarbejderen får en andel af vedkommendes bidrag til den aktuelle og fremtidige indtjening i virksomheden. Bonusudlodningen har traditionelt taget udgangspunkt i den aktuelle indtjening. I de senere år er målingen af selskabets indtjening blevet sofistikeret, således at man f.eks. tager udgangspunkt i bidraget til selskabets Economic Value Added (EVA). Der inddrages også supplerende faktorer som kundetilfredshed, medarbejdertilfredshed og lignende, som f.eks. kan systematiseres i et Balanced-Score-Card. Set med en økonoms briller kan sådanne supplerende faktorer ses som indikatorer for selskabets fremtidige indtjening.

Bonusordninger kan også tage udgangspunkt i selskabets aktiekurs. Man kan så – ved udstedelse af såkaldte phantom-aktier – konstruere nogle bonusordninger, der giver helt den samme incitamentsstruktur som finansielle instrumenter. Det er imidlertid en bonusform, der anvendes sjældent. Det skyldes formentlig, at man ikke mener, at den enkelte har afgørende indflydelse på aktiekursen.

Finansielle instrumenters værdi tager deres udgangspunkt i aktiekursen. Her er det en svaghed, som ikke diskuteres nærmere i bogen, at aktiekursen kun i begrænset omfang

kan påvirkes af selskabets ledelse og ansatte. Aktiekursen vil naturligvis være påvirket af selskabets aktuelle og forventede fremtidige indtjening, som de ansatte har mulighed for at påvirke. Men de seneste års udvikling i aktiekurserne har tydeligt vist, at der ikke er nogen snæver sammenhæng mellem forventet indtjening og aktiekursen for en virksomhed. Ud over indtjeningen kan aktiekursen være påvirket af virksomhedens evne til at sælge sig selv til aktiemarkedet. Her gør nogle direktører det bedre end andre, og det kan være dette, aktionærerne ønsker at fremme. Men aktiekursen er også påvirket af rentens højde og investorernes forventninger til kursudviklingen i bestemte lande eller sektorer, dvs. en række forhold som ligger uden for selskabets indflydelse.

Der kan udformes forskellige systemer, hvor man søger at adskille den udvikling i aktiekursen, som kan tilskrives virksomhedens indsats, fra den udvikling, der kan tilskrives ydre forhold. Det kan meget let blive yderst kompliceret, så man kommer til at stå over for valget mellem enkelhed og retfærdighed. Her vil man ofte vælge enkelhed med det resultat, at værdien af de finansielle instrumenter i høj grad bliver præget af eksterne forhold, som modtageren ikke kan påvirke. Hermed mister instrumentet sin incitamentsskabende kraft.

En anden svaghed ved at bruge aktieoptioner mv. som incitamentsafløbning er, at hvis aktiekursen falder meget, så har optionen ingen værdi, og så er incitamentet væk. Dette forhold kan modvirkes ved at lave jævnlige tildelinger af aktieoptioner, hvor exercisekursen fastsættes under indflydelse af den aktuelle markedskurs. Så bliver der en realistisk gevinstmulighed at arbejde for. Men dette forhold sætter fokus på det besynderlige i, at futures slet ikke nævnes som et af de finansielle instrumenter, der kunne bruges som aflønning. Ved futures er der både en gevinst- og en tabsmulighed. En incitamentsfordel ved en futures ville være, at hvis den viste tab, så ville der fortsat være et incitament for indehaveren til at begrænse tabet. Det er derfor tankevækkende, at man begrænser sig til finansielle

instrumenter, hvor modtagerne får andel i kursgevinster, men ikke skal bære eventuelle kurstab. Det siger noget om styrkeforholdet mellem de professionelle ledelser og de svage aktionærer.

Endelig er der et vigtigt juridisk aspekt, som jeg savner en grundig belysning af i denne bog. Det er medarbejdernes retsstilling i forhold til selskabets værdier, når den eventuelle gevinst skal realiseres. Det synes jeg er et vigtigt aspekt, hvis man skal rådgive direktører og andre om, hvordan finansielle instrumenter skal vurderes og sikres som en del af aflønningen. Jeg tænker dels på situationen, hvis medarbejderen fyres eller selv ønsker at søge ny beskæftigelse. Er den potentielle gevinst så tabt? Er et program med finansielle instrumenter i virkeligheden betaling for en fastholdelse? Jeg tænker også på den situation, at medarbejderens gevinst er en mindretals aktiepost i et ikke-børsnoteret selskab. Hvilke muligheder har medarbejderen for at realisere en meget lidt likvid aktie, og hvilke muligheder har en eventuel hovedaktionær for reelt at tømme selskabet for værdier for næsen af mindretalsaktionærerne? Hvilke muligheder har den ansatte for at sikre sig sin retmæssige andel af de skabte værdier?

Ind til nu har vi overvejende set de muntre sider af aktieoptionerne. De er hovedsagelig givet til topledere, der kun har skullet betale meget lidt for dem. Der har derfor været tale om en betydelig reallønssstigning til dansk erhvervslivs topledere. Også de rådgivende advokater og revisorer har kronede dage. Den her foreliggende bog er en god start på dette område, men den giver ingen klare løsninger, så der vil også i fremtiden være behov for dyr rådgivning om finansielle instrumenter.

Det er mere tvivlsomt om aktionærerne har fået valuta for pengene. Ledelserne fokuserer nok mere på aktiekurserne end de gjorde tidligere, men det kan skyldes mange andre forhold. Her til kommer, at man kunne have opnået den samme ledelsesmæssige fokus med færre penge eller med større effektivitet gennem bonusordninger eller gennem krav om, at ledelsen køber aktier i selskabet. Endvidere er

det sandsynligt, at mange ledere i fremtiden kan blive skuffet trods en stor arbejdsindsats. De kan blive ramt af uforskyldte fald i mar-

kedskursen eller af manglende muligheder for at realisere en aktiegevinst, der er gemt i en unoteret aktie.

Chr. Hjorth-Andersen, red. *Udviklingslinier i økonomisk teori*. Jurist- og Økonomforbundets Forlag 2000. 358 s. Kr. 450. Anmeldt af Hans E. Zeuthen. hzeut@hotmail.com.

også i nogen grad sket en ændring i terminologien, men den bredere titel er samtidig udtryk for, at udviklingen i de sidste tre årtier har indebåret en vækst inden for områder, der dengang i højere grad blev betragtet som økonomiske subdiscipliner.

Markeringen af Nationaløkonomisk Forenings 125 års jubilæum omfattede en forelæsningsrække i efteråret 1997 og foråret 1998 over hovedtræk af udviklingen i den økonomiske forskning i de sidste 10-20 år. Hans Aage var en drivkraft i gennemførelsen af projektet, som fra starten var planlagt at skulle munde ud i en bogudgivelse. Tanken med bogudgivelsen er, som det hedder i Chr. Hjorth-Andersens forord, at »give færdiguddannede kandidater mulighed for på en overkommelig tid at få overblik over de vigtigste begivenheder i økonomisk teori, siden de forlod universitetet.«

Udviklingslinier i økonomisk teori starter med et kapitel af Hans Keiding med titlen *Mikroøkonomi*. Ældre økonomer, der har den opfattelse, at det især er udviklingen på det mikroøkonomiske område, som har indhyldet den økonomiske videnskab i vanskeligt gennemskuelige tågesløv af avanceret matematik, vil umiddelbart blive skuffet, når de stifter bekendtskab med Keidings indlæg. Faktisk er der overhovedet ikke et eneste matematisk symbol i hele kapitlet. Det er muligvis tænkt som lidt af en provokation. Læseren skal trods fraværet af matematiske symboler f.eks. lige have at vide, at løsningen på et optionspræfatsættelsesproblem fås ved hjælp af Itô's stokastiske integral.

Titlen på bogen leder tankerne hen på *Udviklingslinier i makroøkonomisk teori*, der blev skabt på basis af en forelæsningsrække i 1967-1968 og udkom i bogform i 1969. På tilsvarende måde sigtede også denne bog på »at give den ældre kandidat kundskaber hen i retning af de kundskaber, den nyfødte kandidat har«. Men det siger måske ganske meget om udviklingen inden for økonomi i de sidste 30 år, at redaktøren af denne seneste *Udviklingslinier* næppe ville finde det på sin plads med en så dristig formuleret målsætning. En forelæsningsrække og en enkelt bog vil naturligvis ikke i sig selv kunne kompensere for flere årtiers forældelse af en økonomuddannelse, men vil netop kunne bidrage til at skabe et overblik.

Uden matematik giver Keiding en prisværdig klar, men kortfattet introduktion til en række mikroøkonomiske områder, som har spillet en vigtig rolle i de sidste 20-30 år, som asymmetrisk information, moral hazard, principal-agent modellen, adverse selection, søgeligevægt, markedssvigt m.v. Det er i dag tilgange til økonomiske fænomener, som vel er ved at være lige så meget standardudstyr i værktøjskassen for nyuddannede økonomer i dag, som de keynesianske betragtninger var det for nyuddannede økonomer, da *Udviklingslinier i makroøkonomisk teori* i sin tid udkom. At der er tale om basale betragtninger fremgår i øvrigt også af, at det er synsvinkler, der går igen i nogle af de følgende kapitler.

De to oversigtsværker har, som det fremgår, ikke helt samme titel. Bogen fra slutningen af 1960'erne omfatter alene makroøkonomisk teori. Også dengang var (national)økonomi mere end makroøkonomi, og der er nok

Torben M. Andersen har skrevet kapitel 2: *Makroteori*. Allerede i indledningen af kapitlet slås det fast, at nyere makroøkonomisk teori i høj grad skal ses i lyset af, at den tidligere dominerende keynesianske teoritradition ikke var tilfredsstillende. Det er selvsagt i høj

grad de samme makroøkonomiske problemstillinger, der interesserer den nyere makroøkonomiske teori. Men der var både »stigende økonomisk-politiske styringsproblemer« op gennem 1970'erne og en »stigende kritik af det teoretiske fundament for de keynesianske modeller, som var ad hoc og ikke umiddelbart konsistente med systematisk (optimerende) økonomisk adfærd«.

Tidligere var økonomisk mikroteori og økonomisk makroteori i betydelig udstrækning adskilte verdener – selvom mikroovervejelser naturligvis blev inddraget i eksempelvis opstillingen af forbrugs- og investeringsfunktioner. Man taler undertiden om, at man i den nyere makroteori søger et mikrofundament for makroteorien, da der tages udgangspunkt i de økonomiske agents optimerende adfærd. Torben M. Andersen synes, at det er mere korrekt at tale om en integration af mikro- og makroteorien, »da det centrale er markedsbri- og dermed fluktuationer samt mulighederne for at afhjælpe konsekvenserne via økonomisk-politisk intervention«. Beskrivelsen af plagerne lyder næsten som i den keynesianske skole. Men patologien og terapien samt troen på terapimulighederne er anderledes.

Kapitlet om makroteori er ligesom mikrokapitlet særdeles velskrevet og godt at læse for økonomer med en overvejende keynesiansk opdragelse.

Udviklingslinier i Økonometrien er bogens længste kapitel og har hele syv forfattere (Henning Bunzel, Bent Jesper Christensen, Niels Haldrup, Svend Hylleberg, Viggo Høst, Peter Jensen og Allan Würtz). Alle syv forfattere har tilknytning til Centre for Non-Linear Modeling in Economics og Centre for Dynamic Modeling in Economics. Mens de to første kapitler (og nogle af de øvrige) i høj grad direkte beskæftiger sig med fundamentale grundopfattelser af, hvordan økonomien er skruet sammen, er hovedtemaet i oversigten over udviklingen inden for økonometrien primært forbedringer og raffineringer af de statistiske metoder, der anvendes i økonomiske analyser. Det er dog klart, at resultaterne af sådanne analyser i næste fase i høj grad kan

bidrage til en bedre forståelse af de fundamentale sammenhænge. Forfatterne anerkender – berettiget – fuldt ud betydningen af spillet med økonomisk teori, men nøjes, for ikke helt at sprænge rammerne, med mere sporadiske henvisninger.

Spilteori der behandles af Birgitte Sloth, er et område, der i de seneste årtier i stigende omfang anvendes til at øge forståelsen af de økonomiske sammenhænge. Mange økonomer var nok tidligere tilbøjelige til at betragte spilteoretiske tilgange som en lidt irregulær indfaldsvinkel til forståelsen af økonomiske fænomener. Det er derfor godt, at spilteori har fået et selvstændigt kapitel. Med henblik på at overbevise økonomer, der har forladt universitetet for en del år siden, og som måske er lidt skeptiske over for anvendeligheden af spilteori, savnes der imidlertid en lidt grundigere gennemgang af nogle af eksemplerne, således at man kan se, at anvendelse af spilteori afgørende forbedrer erkendelsen.

Industriøkonomi som Stephen Martin, Peter Møllgaard, Per Baltzer Overgaard og Christian Schultz har skrevet om, er, når man ser bort fra navnet, på mange måder en gammel disciplin. Men der har været en meget kraftig udvikling i faget. Især udviklingen på det spilteoretiske område har haft en afgørende betydning. Ja, man kan næsten tale om en symbiose med spilteorien. Kapitlet understreger kombinationen af empiriske resultater med teoriudviklingen, men omtalen af empirien fylder dog ikke særlig meget i kapitlet.

Hans Aages kapitel om fordelingsteori beskæftiger sig også i betydelig udstrækning med metodespørgsmål, hvorledes man måler ulighed. Men der er desuden en række teoretiske diskussioner og omtale af forskellige empiriske resultater (samt enkelte økonomisk-politiske overvejelser). De forskellige facetter gør Hans Aages kapitel interessant for læsere med forskellige interesser, men der er naturligvis grænser for, hvor langt man kan komme rundt i en så bredt favnende fremstilling på kun 36 sider.

Ressource- og miljøøkonomi, som Peder Andersen og Jørgen Birk Mortensen behandler i bogens kapitel 7, eksisterede knap nok

som en selvstændig økonomisk disciplin på universiteterne, når man går nogle årtier tilbage. Dog skrev Hotelling allerede i 1931 om *the Economics of Exhaustible Resources*, og Warming publicerede så tidligt som i 1911 *Om Grundrente af Fiskegrunde* i nærværende tidsskrift. Peder Andersen og Birk Mortensen præsenterer i kapitlet nogle af grundproblemerne i den nye universitetsdisciplin: bæredygtighed, regulering af naturressourcer, miljøregulering osv. Selv om empirien ikke omtales, og der ikke gøres meget ud af båndene til den mere generelle økonomiske teori, er der naturligvis grænser for, hvor langt der kan nås rundt. (Et lille hjertesuk fra anmelderen: Det er vigtigt at slå på tromme for resourceøkonomi og tilgrænsende områder inden for den anvendte mikroøkonomi, eksempelvis transportøkonomi, for der er en stor mangel på kvalificerede økonomer inden for disse områder).

Jørgen Søndergaards kapitel *Socialpolitikens økonomi* »skitserer, hvordan økonomi som fag kan bidrage til at belyse aktuelle socialpolitiske problemstillinger«. Søndergaard vil især »illustrere anvendelsen af de sidste 25 års landvindinger i økonomisk erkendelse og analysemetoder«. Denne målsætning svarer helt til grundtanken med hele bogen. Som det indrømmes i afslutningen af kapitlet, kommer det imidlertid ikke længere end til (velanbragte) antydninger. Det skyldes ikke blot, at der er snævre grænser for, hvad det er muligt at dække på 20 sider, men også at Søndergaard, hvad der er let forståeligt, samtidig gerne vil fortælle noget om den faktuelle udvikling på det socialpolitiske område.

Michael Møllers og Niels Chr. Nielsens kapitel *Finansielle markeder* behandler pligttro forskellige finansielle modeller, men det er åbenbart, at det er »materien« og de praktiske implikationer, der har den største interesse. Dette fremgår allerede af kapitlets underoverskrift: *Nogle gode og dårlige budskaber*. Anmelderen kan helt tilslutte sig anbefalingen af en overvejende køb og hold politik, og den generelle skepsis over for, om det generelt er muligt at slå markedet med finansiell smærthed. Men i den sammenhæng, kapitlet indgår i, sav-

nes en grundigere diskussion af forbindelsen til udviklingen i nyere mikroteori.

I *Tradition og fornyelse i økonomisk historie* fastslår Gunnar Persson, at meget af det nyskabende arbejde inden for økonomisk historie i de senere årtier har »været inspireret af økonomien«. Man har blandt andet forsøgt at afprøve eksplicitte økonomiske hypoteser på økonomisk-historiske data, og man har inddraget synspunkter fra den økonomiske teori i fortolkningen af den historiske udvikling. Det er spændende at læse Perssons ret empirisk vinklede fremstilling, men det er nok rigtigt, når han om de afgørende fænomener, nemlig strukturelle brud, skriver, at vi om en stor del af disse endnu ikke har »nogen sammenhængende økonomisk teori, eller for at være helt oprigtig, nogen teori overhovedet«.

Martin Paldam, der har skrevet det afsluttende kapitel *Strukturtilpasninger i øst og syd*, interesserer sig også langt mere for de faktiske fænomener end for mere omfattende teoretiske ræsonnementer. Derimod er han brændende interesseret i – uden et omfattende teoretisk ophæng – at forsøge at generalisere væsentlige træk af strukturtilpasningsprocesserne og de mindre vellykkede forsøg på at gennemføre strukturændringer. Paldams store engagement gør det spændende at læse ham. Men undertiden kan man være lidt i tvivl om, hvorvidt generaliseringerne kan holde.

Ifølge bogens titel er emnet økonomisk teori. Dette opfattes som det fremgår af det foregående bestemt ikke på samme måde i de forskellige kapitler. Kapitel 1 og 2 om henholdsvis mikroøkonomi og makroteori er på mange måder de mest centrale kapitler, men disse kapitler er relativt korte, og de holder sig ret strikt til, at det er teori, der er emnet. I en publikation, der tager sigte på en art efteruddannelse af kandidater, der typisk har forskellige former for praktiske erfaringer, ville det nok være en fordel med lidt illustrerende empiri. Læseren skal gerne kunne se, hvordan de nye teoretiske angrebsvinkler så at sige gør en forskel.

Det er indlysende, at der i et værk som det foreliggende må foretages vanskelige priori-

teringer, herunder, som der står i forordet, fra-
valg af emner, der slet ikke behandles (herun-
der arbejdsmarkedspolitik, som Søndergaard
dog sporadisk berører). Det har givetvis heller
ikke været let at styre det store forfatterkol-
legium. Resultatet er imidlertid blevet godt,
selvom prioriteringen ikke altid er blevet, som
anmelderen kunne have tænkt sig.

Alle kapitlerne er forsynet med relativt om-
fattende litteraturfortegnelser. Dette er absolut
prismæssigt, men der er, når bortses fra Pers-
sons kapitel om økonomisk historie, alene tale
om alfabetiske lister over forskellige udgivel-
ser inden for området. Når sigtet er en efterud-
danneelse/opgradering af økonomiske kandida-
ter, ville en kommenteret litteraturliste være

ønskværdig. Ellers er læserne alene henvist til,
hvad man kan gætte ud fra titlerne.

Afslutningsvis lidt forbrugervejledning/
økonomisk historie: *Udviklingslinier i makro-
økonomisk teori* kostede ifølge anmeldelsen i
Nationaløkonomisk tidsskrift af Hans Brems
kr. 81,00 i 1969. Bogen var udgivet af Køben-
havns Universitets fond til udgivelse af lære-
midler. Stigningen frem til den nye Udvik-
lingsliniers pris på 450 kr. i 2000 er på i gen-
snit 5,7 pct. p.a. Forbrugerprisindekset
steg imidlertid med 6,0 pct. p.a. Jurist- og Øko-
nomforbundets Forlag har altså ikke grund til
at skamme sig over prisen på bogen, der er ny-
delig, og som målt i trykkeenheder svarer til
omfanget af bogen fra 1969.

Afkast til human kapital i Danmark, 1981-1995

Jens Jakob Christensen

BUPL

Niels Westergård-Nielsen

Handelshøjskolen i Aarhus

SUMMARY: This paper presents empirical evidence on returns on human capital variables in Denmark based on the most extensive panel of data so far. The main goals are to investigate gender-specific returns on both education and labour market experience, examine the time trends in the data, and to test the robustness of our estimates under different specifications of the model. In short, we find that male (average marginal) returns on schooling are 5-6 percent per year of education. This is approximately 2 percentage points more than the equivalent female returns. This gender gap has been almost constant throughout the years examined. Thus, both male returns and female returns have been characterized by a parallel upward trend. The returns on education are relatively low in Denmark compared to what is found in other European countries, but in line with returns in Norway and Sweden.

1. Indledning

Denne artikel har som formål at følge op på tidligere studier af afkastet til human kapital i Danmark. Det primære mål er at beregne kønsspecifikke afkast til såvel uddannelse som erfaring og identificere mulige trends over tid. Som datagrundlag anvendes individdata fra LLMR (Longitudinal Labour Market Register) og IDA (Integreret Database for Arbejdsmarkeds-forskning), og der fokuseres på årene 1981-1995. Det anvendte datasæt giver mulighed for at analysere effekten på afkastet af ændringer i og tilføjelser til modellen. Derfor eksperimenteres med diverse kontrolvariabler, og der gennemføres en estimation af modellen, hvor der skelnes mellem ansatte i den offentlige og private sektor. Ideen er endvidere at tilvejebringe resultater, der er direkte sammenlignelige med resultaterne i Asplund m.fl. (1996a): en nordisk analyse af afkast til

Centre for Labour Market and Social Research (CLS) har i perioden 1998-2000 deltaget i et fælleseuropæisk (TSER) projekt vedrørende afkast til uddannelse i Europa, PuRE (Public funding and private Returns to Education). Deltagelsen har givet adgang til unik information om de øvrige europæiske lande for så vidt angår afkast til human kapital. To anonyme referees takkes for deres bemærkninger.

uddannelse.¹ Papiret er endvidere inspireret af Asplund m.fl. (1996b), Pedersen m.fl. (1990), Smith og Westergård-Nielsen (1988), og Bingley and Westergård-Nielsen (1997). Asplund m.fl. (1996b) er del af den ovenfor nævnte nordiske analyse, mens de resterende tre alene fokuserer på det danske arbejdsmarked. Enheden i samtlige studier er individet, og teorien, der ligger til grund for analyserne, bygger på diverse specifikationer af den klassiske lønfunktion udviklet af Mincer (1974). Men fokus er ikke desto mindre forskelligt. Hvor Asplund m.fl. (1996a) fokuserer på den overordnede fordeling i lønnen som følge af uddannelse, erfaring, stilling m.v., fokuseres i studierne af såvel Asplund m.fl. (1996b) som Smith og Westergård-Nielsen (1988) på kønsspecifikke lønforskelle. Ligeledes fokuserer Pedersen m.fl. (1990) på lønforskelle, dog mellem offentligt og privat ansatte.

2. Metode og data

Ved hjælp af OLS estimeres følgende lønfunktion, HCEF (Human Capital Earnings Function), jf. Mincer (1974):

$$\ln W_{it} = \beta_0 + \beta_{1t} \cdot S_{it} + \beta_{2t} \cdot EXP_{it} + \beta_{3t} \cdot EXP_{it}^2 + u_{it}$$

Den afhængige variabel er den naturlige logaritme af timelønnen før skat for individ i på tidspunkt t , S er antal års uddannelse udover grundskolen, dvs. niende klasse, EXP er arbejdsmarkedserfaring og u er fejleddet. Det antages, at u opfylder betingelserne for, at OLS er den korrekte estimationsteknik, dvs. $u \sim NID(0, \sigma^2)$.

Tabel 1 giver en oversigt over de variable, der er anvendt i denne artikel. Erfaring defineres som antal års arbejdsmarkedserfaring og er fremkommet på baggrund af ATP oplysninger tilbage til ATP's start i 1964. Til beregning af timelønnen divideres årsindkomsten med antallet af arbejdstimer (ATP oplysninger). Vi har konstrueret dummyvariable for diverse uddannelsesniveauer, grundskole, tiende klasse, erhvervsuddannelser (faglærte), studentereksamen e.lign. (GYM), korte videregående uddannelser (KVU), mellemlange videregående uddannelser (MVU) og lange videregående uddannelser (LVU). Ligeledes har vi konstrueret dummyvariable for *kvinde*, *off.* og *provins*, således at de alle antager værdien 1, hvis individet er en kvinde, offentligt ansat og bosiddende i provinsen.

Data kommer fra LLMR (*Longitudinal Labour Market Register*) og består af en tilfældigt udvalgt 0,5% stikprøve af den voksne befolkning i perioden 1976-1995 (i dette papir defineres voksne som 16-64 årige). Informationerne i LLMR er registerbaserede og sammensat af forskellige registre i Danmarks Statistik samt fra ATP-hu-

1. *The Nordic labour market in the 1990's*, edited by E. Wadensjö (1996).

Tabel 1. Deskriptiv statistik (1981-1995).

Variable	N	Gns	Std. afv.	Min	Max
Alder	130283	37,53	11,90	16	64
Kvinde	130283	0,48	0,50	0	1
Off.	130283	0,36	0,48	0	1
Provins	130283	0,64	0,48	0	1
Uddannelseslængde (S)	130283	2,86	2,44	0	9
Erfaring (EXP)	129306	13,48	9,81	0	54,79
Timeløn	119111	112,72	54,13	31,39	856,20
<i>ln</i> (timeløn)	119111	4,64	0,40	3,44	6,75
Grundskole (0)	130283	0,227	0,419	0	1
Tiende klasse (1)	130283	0,141	0,348	0	1
Faglært (3)	130283	0,327	0,469	0	1
GYM (4)	130283	0,061	0,240	0	1
KVU (5)	130283	0,118	0,323	0	1
MVU (7)	130283	0,080	0,272	0	1
LVU (9)	130283	0,045	0,207	0	1

Anm.: Tallet i parentes angiver antal års uddannelse, der typisk kræves for at opnå det givne uddannelsesniveau.

set.² Grundet mangelfulde indkomstoplysninger før 1981 anvendes alene årene 1981-1995.

3. Simpel OLS-estimation af lønfunktionen

Da omfanget af uddannelse ikke er tilfældigt bestemt, men delvist afhænger af faktorer som evner, miljø og familiemæssig baggrund kan anvendelse af lineær regression, OLS afstedkomme skæve estimater. Det anføres derfor ofte i litteraturen på området, at OLS er upålidelig, se eksempelvis Card (1999)). Den åbenlyse fordel er imidlertid, at OLS-estimationen er let at gennemføre, ligesom resultaterne er lette at fortolke. Instrument-variabel-estimation, IV, hvor man kan tage hensyn til, at en række faktorer bestemmer omfanget af uddannelse, er teoretisk set at foretrække, men det er særdeles vanskeligt at finde egnede instrumenter. Dette er forklaringen på, at instrument variablerne i studier af afkast til uddannelse til tider virker noget søgte. Dearden (1999) har endvidere påvist, at den konventionelle OLS-teknik (hvor der typisk kontrolleres for alder, køn, etnisk baggrund, region, men hvor endogeniteten af uddannelsen ignoreres) er en ganske god approksimation. Bias som følge af, at der ikke kontrolleres for evner og familiemæssig baggrund ophæves således i et vist omfang af en modsatrettet bias forbundet med »measurement error« og »self-selection«. Der findes

2. Som alternativ kan IDA (Integreret Database for Labour Market Research) anvendes. IDA er skabt af Danmarks Statistik og indeholder informationer om arbejdsmarkedsforhold for samtlige individer i Danmark fra og med 1980.

Tabel 2. *Estimerede afkast til uddannelse (1981- 1995).*

	Mænd		Kvinder	
	estimeret afkast	Adj. <i>R-sq</i>	estimeret afkast	adj. <i>R-sq</i>
1981	0,051 (0,002)	0,246	0,031 (0,002)	0,071
1982	0,044 (0,002)	0,170	0,022 (0,002)	0,034
1983	0,045 (0,002)	0,186	0,023 (0,002)	0,035
1984	0,044 (0,002)	0,182	0,027 (0,002)	0,041
1985	0,049 (0,002)	0,231	0,031 (0,002)	0,084
1986	0,049 (0,002)	0,257	0,030 (0,002)	0,084
1987	0,050 (0,002)	0,269	0,030 (0,002)	0,087
1988	0,050 (0,002)	0,255	0,030 (0,002)	0,091
1989	0,053 (0,002)	0,260	0,032 (0,002)	0,103
1990	0,055 (0,002)	0,261	0,033 (0,002)	0,110
1991	0,055 (0,002)	0,251	0,033 (0,002)	0,099
1992	0,054 (0,002)	0,243	0,033 (0,002)	0,102
1993	0,061 (0,002)	0,294	0,042 (0,002)	0,180
1994	0,064 (0,002)	0,286	0,046 (0,002)	0,207
1995	0,061 (0,002)	0,294	0,044 (0,002)	0,191
pooled	0,052 (0,000)	0,244	0,033 (0,000)	0,098

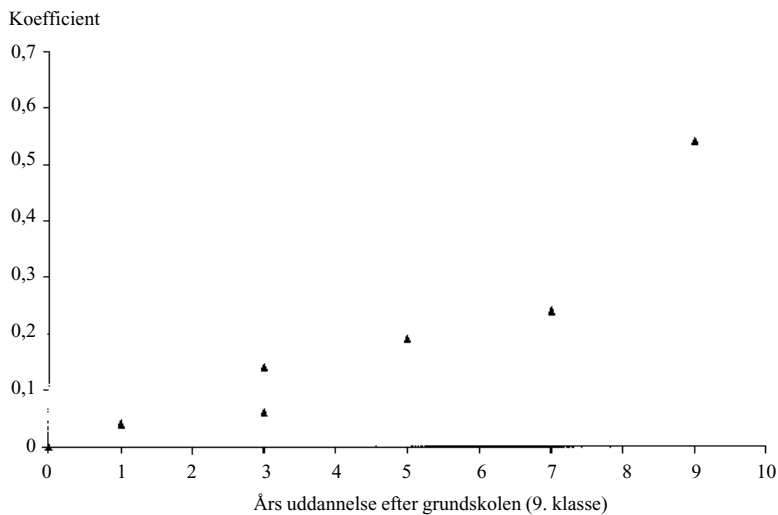
Ann.: Standardfejl i parentes. Alle estimater er signifikante på 1% signifikansniveau. Antallet af observationer er mellem 3000 og 5000 – afhængig af køn og årstal.

imidlertid ikke noget bevis for, at de enkelte fejl »neutraliserer« hinanden i det generelle tilfælde. Resultatet giver dog anledning til fornyet optimisme for så vidt angår beregning af afkast til uddannelse på baggrund af datasæt uden informationer om evner og familiemæssig baggrund.

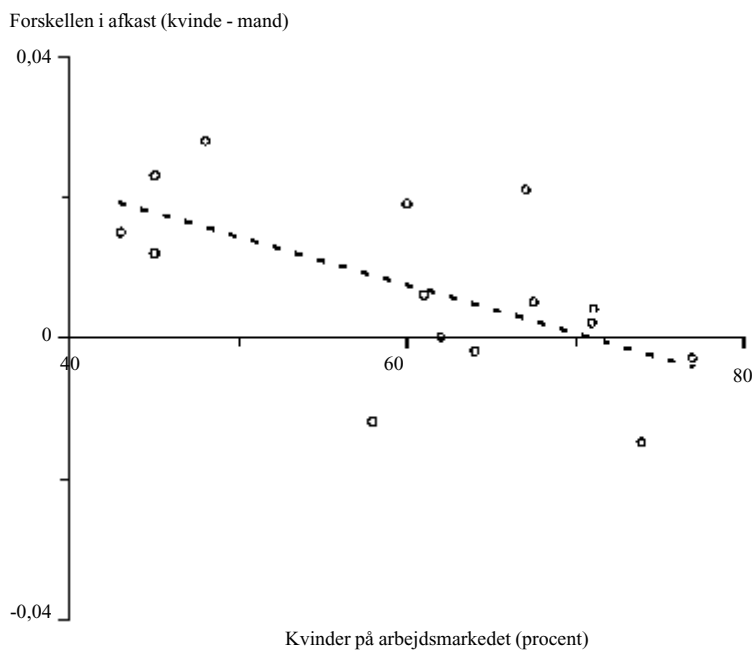
4. Afkast til uddannelse

Tabel 2 er resultatet af en OLS estimation af lønfunktionen. Det fremgår, at modellen forklarer mellem 20 og 30 procent af variationen i mænds timeløn og mellem 10 og 20 procent af variationen i kvinders timeløn. Det fremgår endvidere, at modellens evne til at forklare timelønnen (adj. *R-sq*) afhænger af, hvilket år, som undersøges. Hvad angår de estimerede (gennemsnitlige marginale) afkast til uddannelse, kan følgende konkluderes: (1) Afkastet til mænd ligger i omegnen af 5 procent mod kun ca. 3 procent for kvinder. (2) Differencen på ca. 2 procent-point har været nogenlunde konstant gennem årene, og der er ikke tegn på konvergens. (3) Mænd såvel som kvinder har oplevet en positiv udvikling i afkastet i den undersøgte periode.

Videre undersøgelser af forøgelsen i afkastet viser, at afkastet er forøget for alle niveauer af uddannelse ud over grundskolen. Figur 1 viser, at afkastet stiger op mod de to konjunkturfremgange i midten af firserne og i begyndelsen af halvfemserne. Det sidste opsving giver dog en noget større stigning i afkastet end det første.

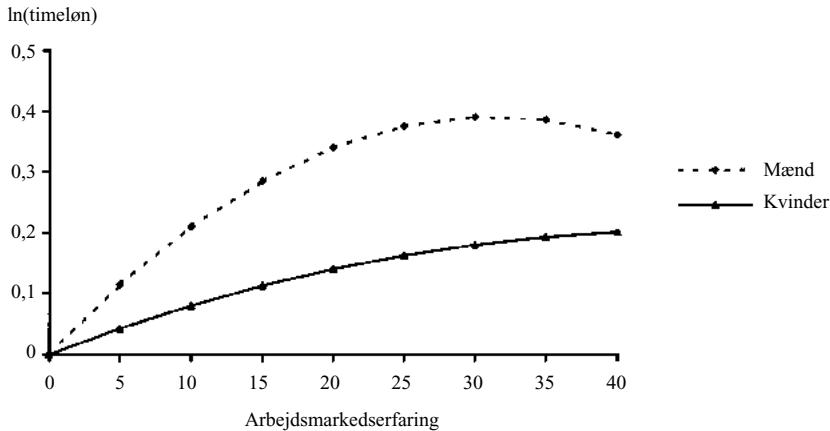


Figur 1. Trend i afkast til uddannelse (1981-1995).



Figur 2. Forskellen mellem kvinders og mænds afkast til uddannelse i 15 europæiske lande sammenholdt med kvindernes erhvervsfrekvens (1995).

Kilde: Harmon, C., Walker, I og Westergård-Nielsen, N. (2001).



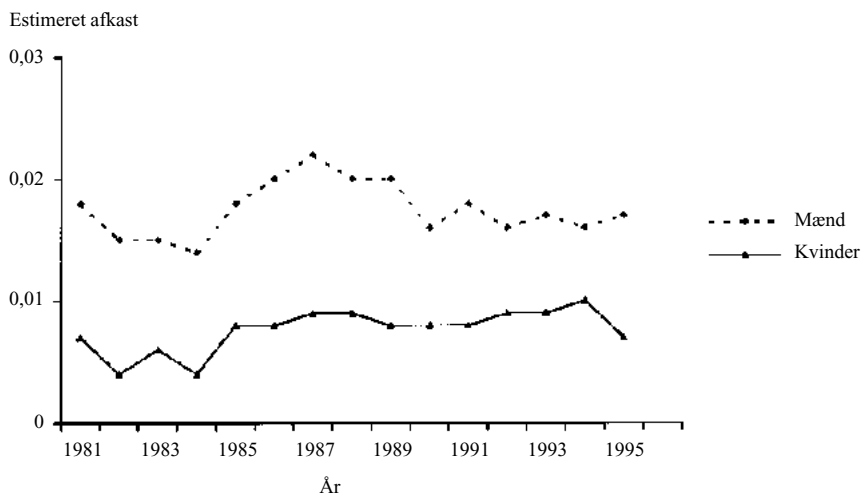
Figur 3. Den estimerede løneffekt af erfaring (1995).

Anm.: (1) Løneffekten beregnes som $\beta_1 EXP + \beta_2 EXP^2$. Tilsvarende beregnes den totale vækst i lønnen siden indtræden på arbejdsmarkedet som $100(\exp(\beta_1 EXP + \beta_2 EXP^2) - 1)$. (2) De estimerede funktioner: Mænd: $\ln(w) = 4,6 + 0,061 * S + 0,025 * EXP - 0,0004 * EXP^2$, kvinder: $\ln(w) = 4,6 + 0,044 * S + 0,009 * EXP - 0,0001 * EXP^2$. Koefficienten til det kvadrerede erfaringsled er for kvinder insignifikant. Øvrige koefficienter er signifikante på 1%-niveau.

For så vidt angår observationerne for 1995 vil en sammenligning af afkast til uddannelse på tværs af de europæiske lande afsløre, at Danmark – sammen med Holland, Norge og Sverige – ligger i bunden. I toppen af skalaen findes England og Irland. I Europa er kvinders afkast generelt højere end mænds; Danmark, Østrig, Holland og Sverige er de eneste undtagelser. Forskellen i afkast på tværs af kønnene varierer, men der er tilsyneladende en vis sammenhæng med kvindernes arbejdsmarkedsdeltagelse. Jf. figur 2, er der indikationer af, at i lande, hvor kvinders erhvervsdeltagelse er lav, er afkastet til uddannelse relativt højt. Forklaringen er givetvis, at i lande med lav erhvervsdeltagelse er der en tendens til, at kun de dygtigste kvinder har arbejde, jf. senere, se Harmon, Walker og Westergård-Nielsen (2001).

5. Afkast til erfaring

Timelønnen (logaritmen) antages at være parabolisk relateret til arbejdsmarkedserfaringen, svarende til klokkeformede løn-erfaringsprofiler. Implikationen heraf er, at det marginale afkast afhænger af antal års erfaring. Det marginale afkast til erfaring kan derfor enten beregnes (som $d(\ln w)/d(EXP) = \beta_2 + 2 * \beta_3 * EXP$) eller aflæses direkte som hældningen på løn-erfaringskurven. Figur 3 sammenfatter de estimerede løn-erfaringsprofiler for kvinder såvel som mænd, og det fremgår, at hvor profilen for mænd netop er klokkeformet, er profilen for kvinder mere lineær. Denne linearitet betyder, at det kvadrerede erfaringsled ikke har nævneværdig effekt på lønnen, hvorfor



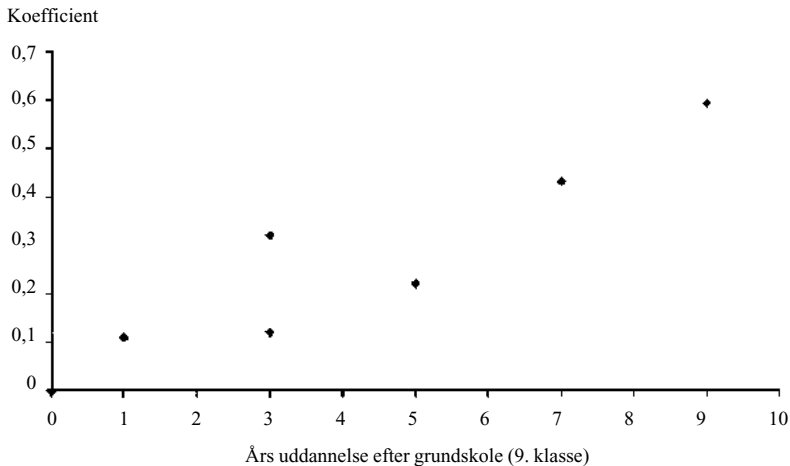
Figur 4. Udvikling i det marginale afkast til erfaring for en person med 10 års erfaring (1981-1995).

det ikke heller ikke giver mening at beregne profilens maksimum. Mænds løn derimod – alene som følge af erfaring – topper i gennemsnit efter 31 år på arbejdsmarkedet, svarende til en total vækst i lønnen på 48 procent siden indtræden. Figur 4 er konstrueret med henblik på at analysere udviklingen i det (gennemsnitlige) marginale afkast til erfaring i årene 1981-1995. Det marginale afkast beregnes for en person med 10 års erfaring.

Det mest bemærkelsesværdige er, at opsvinget i midtfirserne betød en større forøgelse af afkast til erfaring end til uddannelse, jf. figur 1 og figur 4. De to opsving har således forskellig virkning på efterspørgselen efter arbejdskraft. En mulig forklaring kunne være, at opsvinget i midthalvfemserne, i modsætning til det tidligere, blev ledsaget af en teknologiændring, således at efterspørgselsstigningen i halvfemserne i større grad blev rettet mod uddannet arbejdskraft på alle niveauer. En anden, men ikke nødvendigvis konkurrerende forklaring kunne være, at løndannelsen i midtfirserne stadig var domineret af centrale lønforhandlinger, hvor anciennitet traditionelt har spillet en større rolle end kvalifikationer. I midthalvfemserne begynder den decentrale løndannelse at præge lønfastsættelsen, og her er der mere plads til aflønning efter kvalifikationer, som må formodes at være korreleret med uddannelse.

5. Løn og uddannelsesniveau

I Mincers lønfunktion antages det dels, at det korrekte mål for uddannelse er antallet af år under uddannelse, dels at sammenhængen er lineær, svarende til, at et års yderligere uddannelse har konstant effekt på lønnen.



Figur 5. Afkast til uddannelsesniveauer, mænd (1995).

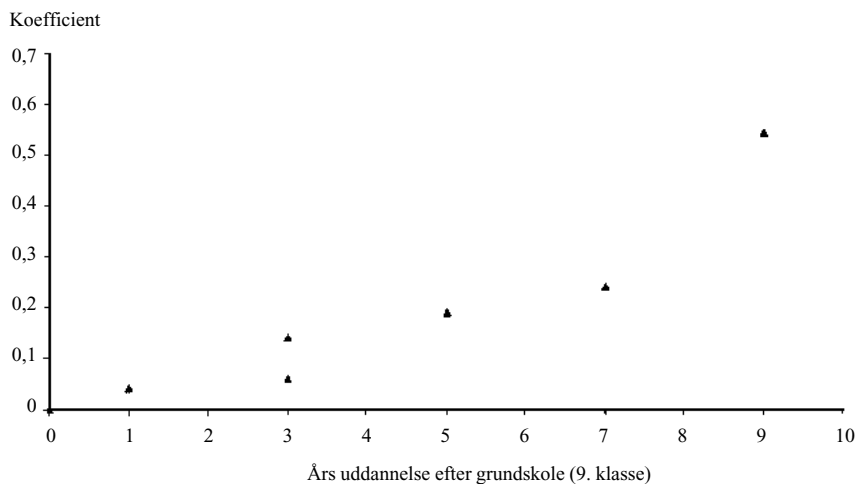
Anm.: 1 år svarer til 10. klasse. 3 år svarer til hhv. en faglært uddannelse (nederst) og studentereksamen. 5 år svarer til en kort videregående uddannelse. 7 år svarer til en mellemlang videregående uddannelse. 9 år svarer til en lang videregående uddannelse.

Med henblik på at undersøge om danske data er karakteriseret ved linearitet mellem uddannelseslængde og løn eller ej, er variablen S , antal års uddannelse, erstattet med en dummyvariabel for hvert uddannelsesniveau:

$$\ln W_i = \beta_0 + \beta_j \cdot \text{uddannelsesniveau}_{ij} + EXP_i + EXP_i^2 + \varepsilon_i,$$

hvor j repræsenterer uddannelsesniveauerne.

Figur 5 og figur 6 indeholder resultaterne af en estimation af den ikke-lineære lønfunktion ovenfor. Det fremgår af figurerne, at der ikke fremkommer en ret linie, når lønnen sammenholdes med det antal år, der typisk kræves for at opnå det pågældende uddannelsesniveau. Alternativt formuleret har hvert yderligere års uddannelse *ikke* den samme proportionale effekt på lønnen. Linearitetsantagelsen er truet af to forhold: Dels at individer med en studentereksamen som det højest opnåede uddannelsesniveau tilsyneladende oppebærer en uforholdsmæssigt høj løn – specielt hvad angår mænd. Årsagen hertil skal sandsynligvis søges i, at et studentereksamensbevis giver adgang til en række private uddannelser, der ikke registreres i de officielle uddannelsesstatistikker. Som eksempel kan nævnes bank- og forsikringsuddannelser. I estimationen forsøger vi at korrigere for en række af disse ikke-registrerede private uddannelser, men det har ikke været muligt at identificere alle. Som en konsekvens af disse forhold



Figur 6. Afkast til uddannelsesniveauer, kvinder (1995).

Anm.: Se anmærkninger til figur 5.

finder vi, at der er to punkter for 12 års uddannelse: et for faglærte og et for personer med studentereksamen. En anden afvigelse fra lineariteten hidrører fra, at individer med en faglært uddannelse kun tjener marginalt mere end individer med 10 års uddannelse – uanset køn. Dette kunne være en konsekvens af en sammenpresset lønstruktur i bunden af lønskalaen. Det fremgår endvidere, at springet fra bachelorniveau til kandidatniveau er forbundet med en stor lønstigning for kvinder, hvilket medfører en vis konveksitet. Forklaringen skal sandsynligvis findes på baggrund af, at mellemlange videregående uddannelser hovedsageligt dækker over kvindedominerede (og derfor til dels lavtaflønnede) omsorgsfag i den offentlige sektor (sygeplejersker, pædagoger mv.). At en sådan konveksitet ikke gør sig gældende for mænd kan modsat forklares ved, at mellemlange videregående uddannelser i stort omfang dækker over mandsdominerede tekniske og merkantile fag i den private sektor (HA, HD, teknikumingeniører mv.).

Tilsvarende og andre uregelmæssigheder gør sig gældende i de øvrige europæiske lande. Om end perfekt linearitet ikke findes, forekommer approksimationen generelt set acceptabel, se Harmon, Walker og Westergård-Nielsen (2001).

6. Anvendelse af kontrolvariabler

I analyserne ovenfor har vi blandt andet implicit antaget, at alle individers lønfunktion kunne beskrives ved én og den samme overordnede funktion. Der levnes med andre ord ikke mulighed for variation på tværs af regioner og på tværs af sektorer. Udvalget af potentielt set vigtige kontrolvariabler kan give et fejlagtigt billede af afkast

Tabel 3. Estimerede afkast med kontrol for sektor og provins (1995).

	Mænd	Kvinder
Konstant	4,56 (0,016)	4,58 (0,015)
Uddannelse (S)	0,063 (0,0019)	0,045 (0,002)
Erfaring (EXP)	0,026 (0,0015)	0,011 (0,002)
Erfaring ²	-0,00038 (0,00004)	-0,00005 (0,00005)
Provinsen	-0,076 (0,01)	-0,082 (0,009)
Offentlig sektor	-0,104 (0,01)	-0,053 (0,009)
<i>N</i>	4137	3787
Adj. <i>R</i> ²	0,32	0,22

Anm.: Standardfejl i parentes.

til uddannelse, eller som minimum give resultater, der må anses for værende for generelle. På den anden side er det også tvivlsomt at inddrage faktorer, som er klart endogene i relation til uddannelsesvariablen. Dette ville være tilfældet, hvis man f.eks. indtog stillingstype. Et grænsetilfælde er, om man er offentligt eller privat ansat, eller om man bor i hovedstaden eller provinsen. I disse tilfælde er der snarere tale om kompenserende lønforskelle. Nedenfor har vi først undersøgt om afkastet til uddannelse påvirkes af inddragelse af kontrolvariable for region og sektor. Resultatet er beskrevet i tabel 4. Det fremgår ved sammenligning med tabel 2, at tilføjelsen af de to kontrolvariable ikke har nogen nævneværdig effekt på afkastene til uddannelse. Det fremgår endvidere, at ansatte i den offentlige sektor tjener ca. 5 pct. (kvinder) og 10 pct. (mænd) mindre end ansatte i den private sektor, og at lønmodtagere bosiddende i provinsen i gennemsnit tjener 7-8 pct. mindre end hovedstadsområdet lønmodtagere.

Hvis der er signifikant forskel mellem den offentlige og den private sektor (hvilket givetvis er tilfældet), bør det overvejes, om det giver mening at behandle de to grupper i den samme regression og beregne fælles estimater for afkast til uddannelse og erfaring. Med henblik på formelt at teste om de to sektorer afviger signifikant fra hinanden for så vidt angår afkast til uddannelse og erfaring, har vi estimeret en model, hvor alle variable er »interageret« med en dummy for privat sektor ansættelse.³ Hvis der ikke var forskel mellem de to sektorer, ville dummy-koefficienterne til samtlige fire led i lønfunktionen (konstantled, uddannelse, erfaring og erfaring²) alle være lig 0. Det fremgår af tabel 4, at der ikke er signifikant forskel mellem afkast til uddannelse i de to sektorer, men at afkastet til erfaring – og for mænds vedkommende også afkastet til

3. Estimation af den fulde interaktionsmodel svarer til at estimere separate funktioner for hver sektor. Dummyspecifikationen (interaktionsmodellen) er imidlertid en simpel metode til at teste for homogenitet (intercept og hældninger) mellem de to sektorer. $\ln(w) = \beta_0 + (\beta_1 - \beta_0)*D2 + \beta_2*S + (\beta_3 - \beta_2)*D2*S + \beta_4*EXP + (\beta_5 - \beta_4)*D2*EXP + \beta_6*EXP^2 + (\beta_7 - \beta_6)*D2*EXP^2 + u$, hvor *D2* er en dummyvariabel, der antager værdien 1, hvis individet er ansat i den private sektor.

Tabel 4. Interaktionsmodel (1995).

	Mænd	Kvinder
Konstantled (off. sektor)	4,49 (153)	4,51 (217)
<i>Dummy (D2)</i>	-0,014 (-0,42)	-0,023 (-0,8)
Afkast til uddannelse (off. sektor)	0,063 (20,1)	0,045 (20,4)
<i>Dummy (D2)</i>	0,004 (1,1)	0,005 (1,3)
Afkast til erfaring (off. sektor)	0,017 (5,4)	0,005 (2,1)
<i>Dummy (D2)</i>	0,011 (3,2)	0,008 (2,2)
Afkast til erfaring ² (off. sektor)	-0,00017 (-2,4)	0,00008 (1,1)
<i>Dummy (D2)</i>	-0,00023 (-2,7)	-0,00016 (-1,5)
<i>N</i>	4137	3787
Adj. <i>R</i> ²	0,31	0,20

Anm.: (1) *t*-værdi i parentes. (2) *D2* er en dummyvariabel, der antager værdien 1, hvis individet er ansat i den private sektor. Koefficienterne til dummyvariablerne svarer derfor til differencen mellem de to sektorer (privat minus offentlig), for så vidt angår koefficienten til den pågældende variabel.

den kvadrerede erfaring – er signifikant forskelligt. Afkastet til erfaring er således mellem 0,8 og 1,1 procentpoint højere i den private sektor, afhængig af køn, men samtidig er afkastet til det kvadrerede led også numerisk større. Dette implicerer, at afkastet til erfaring samlet set også falder mest ved højt erfaringsniveau i den private sektor. Forskellen afspejler tydeligvis en forskel i lønsystemerne, hvor det offentlige i højere grad anvender »deferred payment«, som betyder, at lønnen kommer senere, Lazear, (1979).

6. Endogent arbejdsudbud for kvinder

Jævnfør litteraturen på området er kvinders arbejdsudbud endogent bestemt af lønnen.⁴ Hvorvidt vi kan observere lønnen for kvinder i vores data afhænger således af, om den enkelte kvinde har valgt at arbejde eller ej. Dette valg afgøres ikke tilfældigt, men afhænger typisk af en lang række faktorer. Således kan der teoretisk argumenteres for, at kvinder, der kun vil kunne oppebære en lav løn på arbejdsmarkedet (pga. manglende uddannelse, alder, børn etc.) vælger arbejdsmarkedet fra og derfor er underrepræsenteret i vores stikprøve. Implikationen er naturligvis, hvis teorien er korrekt, at stikprøven for så vidt angår kvinders timelønninger er biased opad, idet kun kvinder med en høj timeløn har et arbejde. For at korrigere for denne skævhed har vi estimeret kvindernes lønfunktion i kombination med en probit selektions funktion, svarende til at gennemføre Heckmans (1979) to-trins procedure.

4. Der er i litteraturen på området enighed om, at problemet ikke i nævneværdigt omfang gør sig gældende for mænd, se eksempelvis Dearden (1999).

Tabel 5. Estimation af kvinders lønfunktion, med og uden korrektion for endogenitet (1995).

	Simpel OLS		Heckman s 2-trins korrektion	
Uddannelse	0,044	(0,0017)	0,045	(0,0036)
Erfaring (EXP)	0,009	(0,0018)	0,010	(0,0032)
Erfaring ²	-0,00003	(0,00006)	-0,000014	(0,00008)
Lambda (λ)	--	--	0,022	0,111
N (inkl. missing)	--	--	4180	--
N (ekskl. missing)	3787	--	3787	--
Adj. R ²	0,19	--	--	--

Note: Standardfejl i parentes. Følgende variabler anvendes i probitfunktionen: Dummy for ægtefælle/samlever, dummy for børn i alderen 0-7, uddannelse, erfaring og kvadratet på erfaring. Alle variabler er signifikante på et 1% signifikansniveau.

I henhold til tabel 5 finder vi intet belæg for tilstedeværelsen af selektivitetsbias i stikprøven, idet Lambda (λ) ikke er signifikant forskellig fra 0. De estimerede koefficienter hidrørende fra Heckman to-trins model er imidlertid meget følsomme over for ændringer i modelspecifikationen. Det er således afgørende, at selektionsfunktionen (probitfunktionen) specificeres korrekt. Med henblik på at undgå konklusioner baseret på en misspecifikation af modellen har vi eksperimenteret med adskillige specifikationer af probitfunktionen. Selvom størrelsen af lambda varierer ganske meget i forhold til valg af forklarende variabler i probitfunktionen, fører alle specifikationer til en klar afvisning af hypotesen om, at kvindernes arbejdsudbud er endogen. I Danmark er kvinders erhvervsfrekvens meget høj, hvorfor resultatet ikke er overraskende, jf. figur 2 ovenfor.

7. Konklusion

I denne artikel har vi været i stand til at estimere human kapital funktioner for den hidtil længste periode på danske data. Herved ses dels den tilsyneladende stabilitet i afkastet, men også at der har været en stigning i afkast inden for de seneste år. HCEF's evne til at forklare timelønnen afhænger af flere faktorer, herunder årstal og, ikke mindst, køn. Alligevel kan det sammenfattes, at HCEF forklarer 20-30% af variationen i mænds løn og 10-20% af variationen i kvinders løn; et resultat, der er i overensstemmelse med tilsvarende internationale OLS baserede estimationer af HCEF.

Det estimerede gennemsnitlige marginale afkast til uddannelse og erfaring afviger mellem kønnene. Baseret på de seneste observationer kan det sammenfattes, at mænds

afkast til uddannelse skal findes i omegnen af 5-6%, hvilket cirka er 2 %-point højere end det tilsvarende tal for kvinder. Dette kønsbetingede »gap« har i grove træk været konstant i perioden 1981-1995; en periode, der har været karakteriseret ved stigende afkast, altså en positiv trend. Mænd og kvinder afviger også for så vidt angår sammenhængen mellem erfaring og løn. Hvor mændenes profil er klokkeformet, er kvindernes ditto ganske tæt på at være lineær. Det marginale afkast til erfaring er for mænd cirka dobbelt så højt som for kvinder; et gap, der – efter nogle år med tendens til indsnævring – er blevet udvidet i 1995.

I europæisk sammenhæng ligger Danmark i bunden for så vidt angår afkast til uddannelse. England og Irland ligger i toppen. Sammen med et par andre europæiske lande gør Danmark sig i øvrigt bemærket ved, at mænds afkast er højere end kvinders. I langt hovedparten af de europæiske lande er det modsatte tilfældet. Forskellen mellem kønnenes afkast til uddannelse er søgt forklaret med udgangspunkt i kvindernes erhvervsfrekvens, og der er indikationer af, at når frekvensen nærmer sig mændenes, konvergerer også afkastene.

Erstattes den lineære uddannelsesvariabel, HCEF med dummy variabler for uddannelsesniveauer åbnes for muligheden for en ikke lineær sammenhæng mellem uddannelse og løn. Vores analyse viser, at afkast til uddannelse faktisk *ikke* er karakteriseret ved linearitet; det ene års yderligere uddannelse efter grundskolen giver populært sagt ikke nødvendigvis den samme proportionale lønstigning som den næste stigning. En perfekt lineær sammenhæng lader sig heller ikke påvise i de øvrige europæiske lande. Hvad angår kvinder er sammenhængen faktisk snarere konveks. Dette hænger hovedsageligt sammen med, at kvinder opnår en meget stor gennemsnitlig lønstigning ved at gennemføre en lang videregående uddannelse. Årsagen hertil er sandsynligvis, at mellem lange videregående uddannelser for kvinder i stort omfang dækker over lavtlønnede kvinde-dominerede omsorgsfag i den offentlige sektor.

Vi finder, at afkast til uddannelse ikke afviger nævneværdigt mellem de to sektorer. Til gengæld er ansættelse i den private sektor forbundet med signifikant højere afkast til såvel erfaring som den kvadrerede erfaring. Et forhold, der betyder, at lønnen de første år på det private arbejdsmarked stiger mere end i den offentlige sektor, men også at den efterfølgende – dvs. senere i erhvervsforløbet – hurtigere falder. Endvidere kan det konkluderes, at ansatte i den offentlige sektor gennemsnitligt set tjener 5-10% mindre end ansatte i den private sektor. Tilsvarende tjener lønmodtagere i provinsen 7-8% mindre end lønmodtagere i København og omegn. Også denne forskel synes meget stabil.

Litteratur

- Asplund, R., Barth, E., Le Grand, C., Maste-
kaasa, A. og Westergård-Nielsen, N.
1996a. Wage Distribution Across Individ-
uals in E. Wadensjö, *The Nordic Labour
Market in the 1990's*, North-Holland, Am-
sterdam.
- Asplund, R., Barth, E., Smith, N. og Waden-
sjö, E. 1996b. The Male-Female Wage
Gap in the Nordic Countries in E. Waden-
sjö, *The Nordic Labour Market in the
1990 s*, North-Holland, Amsterdam.
- Bingley, P. og Westergård-Nielsen, N. 1997.
Worker and establishment wages. Esti-
mates from a multilevel model, *Centre for
Labour Market and Social Research*, Aar-
hus.
- Card, D. 1999. The Causal Effect of Educa-
tion on Earnings. In O. Ashenfelter and D.
Card, red., *Handbook of Labour Econo-
mics*, Elsevier, Amsterdam.
- Dearden, L. 1999. Qualifications and Earn-
ings in Britain. How Reliable are Typical
OLS Estimates of the Returns to Educa-
tion?, mimeo *Institute of Fiscal Studies*,
London.
- Heckman, J. 1979. Sample Selection Bias as a
Specification Error, *Econometrica*, vol. 47
nr. 1.
- Harmon, C., Walker, I. og Westergård-Niel-
sen, N. 2001. *Education and Earnings in
Europe: A Cross Country Analysis of the
Returns to Education*. Edward Elgar Pub-
lishing Ltd.
- Lazear, E. 1979. Why Is There Mandatory
Retirement?, *Journal of Political Economy*
87 nr. 6.
- Mincer, J. 1974. Schooling, Experience, and
Earnings. *National Bureau of Economic
Research*, New York.
- Pedersen, P. J., Schmidt-Sørensen, J. B.,
Smith, N. og Westergård-Nielsen, N.
1990. Wage differentials between the pub-
lic and private sectors, *Journal of Public
Economics*, North-Holland.
- Smith, N. og Westergård-Nielsen, N. 1988.
Wage differentials due to gender, *Journal
of Population Economics*, vol. 1, Springer-
Verlag.

Produktivitetsforskelle mellem danske virksomheder – afhængighed af brancheforhold

Erik Strøjer Madsen

Handelshøjskolen i Århus og Center for Industriøkonomi, Københavns Universitet

Tor Eriksson

Handelshøjskolen i Århus

Valdemar Smith

Handelshøjskolen i Århus og Center for Industriøkonomi, Københavns Universitet

Mogens Dilling-Hansen

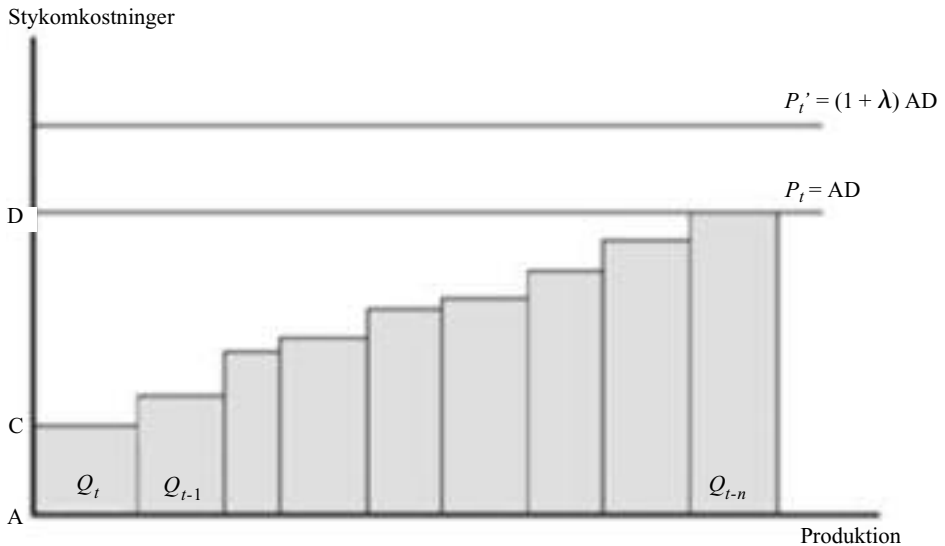
Aarhus Universitet og Center for Industriøkonomi, Københavns Universitet

SUMMARY: The paper analyses differences in company productivity within and between different industrial sectors in Denmark. Within industries, the dispersion in company productivity is significantly higher in industries where there is low competition due to there being few competitors or high barriers to entry. The differences in company productivity between industrial sectors can also be partly explained by the competitive environment, as industries with low levels of competition have significantly lower productivity. The analysis further shows that the differences in the competitive advantages among the companies are highly stable over time, as the major part of an advantage in a given firm's productivity relative to other firms still remains in existence after five years.

1. Introduktion

De traditionelle kilder til en øget arbejdsproduktivitet beror ifølge vækstteorien på investering i realkapital og humankapital samt ikke mindst den teknologiske udvikling, herunder omfanget af investering i forskning og udvikling. Den målte arbejdsproduktivitet er derfor steget betydeligt, men varierer imidlertid meget fra branche til branche, ja selv mellem virksomheder inden for samme branche. Den økonomiske vækst kan derfor også være et resultat af en dynamisk proces, hvor virksomheder og brancher med en høj produktivitet ekspanderer på bekostning af de lav-produktive.

Finn Lauritzen samt øvrige deltagere ved præsentationen af papiret på Nationaløkonomisk Forenings møde på Koldingfjord 7.-8. januar 2000, og to anonyme referees takkes for nyttige kommentarer.



Figur 1. Produktivits- og omkostningsforskelle på produktionsanlæg i en branche.

En række udenlandske studier har vist, at der er store produktivitsforskelle mellem virksomheder inden for samme branche, se f.eks. Baily, Hulten & Campbell (1992), Baldwin (1995) Bartelsman & Doms (2000), Geroski (1998), Nickell (1995), Oulton (1998), Caves (1998) and Salter (1960). Den gennemsnitlige produktivitet i branchen afhænger derfor også af en række dynamiske forhold i branchen, hvor f.eks. skift af markedsandele fra virksomheder med lav produktivitet til virksomheder med høj produktivitet vil øge den gennemsnitlige produktivitet i branchen.

Salter (1960), der er et af de første virksomhedsstudier inden for dette område, dokumenterer meget store forskelle i arbejdsproduktiviteten inden for forskellige britiske industrisektorer, og disse forskelle viser sig at være ret stabile selv over lange perioder. Salters forklaring er, at de i stor udstrækning er teknologisk bestemte, hvor de tekniske fremskridt er indbygget i nye produktionsanlæg. Produktivitsforskelle mellem virksomhederne inden for en branche kan derfor henføres til en forskellig alderssammensætning af virksomhedernes produktionsudstyr, visualiseret i det såkaldte Salter-diagram, der er illustreret i figur 1.

Figuren viser branchens samlede produktion fordelt på en række produktionsanlæg, hvor de ældre anlæg har lavere produktivitet og dermed højere driftsomkostninger. Produktionen på det nyeste anlæg Q_t foregår således med variable stykomkostninger på AC, medens de variable stykomkostninger på de ældre produktionsanlæg er højere. Er de faste stykomkostninger CD på det nyeste anlæg, vil der blive investeret i et om-

fang, så prisen P_t netop dækker de samlede stykomkostninger på AD. Det ældste anlæg i branchen, Q_{t-n} , kan forblive produktionsaktivt, blot prisen dækker de variable stykomkostninger. Et fald i prisen f.eks. som følge af investering i nye og mere effektive anlæg med lavere omkostninger vil medføre, at de ældste anlæg tages ud af drift.

Teorien synes umiddelbart at have størst relevans inden for kapitalintensive industrier, hvor effektiviteten dermed er indbygget i de enkelte generationer af produktionsapparater. Af figuren fremgår det, at spredningen i produktiviteten mellem nye og gamle anlæg vil afhænge af forholdet mellem de faste og de variable omkostninger på nye anlæg, CD/AC . Er CD f.eks. mindre, bliver prisen på markedet også mindre, og en del af de ældre produktionsanlæg bliver urentable og skrottes. Hastigheden af den teknologiske udvikling og kapitalapparatets fordeling på nye og gamle anlæg ses således at have betydning for fordelingen, og i brancher med vækst og meget store nyinvesteringer kan der derfor være tale om en større spredning i produktiviteten.

Konkurrenceforholdene i branchen spiller også en rolle for størrelsen af produktivitetsskellene mellem virksomhederne. Er der tale om begrænsninger i konkurrencen, kan prisen ligge over de totale stykomkostninger AD f.eks. med en mark-up faktor på $(1+\lambda)$, jævnfør prislønnen P_t' . Alt afhængig af konkurrenceforholdene vil det på et sådant marked være muligt at overleve for virksomheder med variable stykomkostninger højere end AD . En øget priskonkurrence i branchen, der reducerer pris-omkostningsmarginen, kan dermed også reducere spredningen i produktiviteten ved nedlukning af ineffektive produktionsanlæg. Brancher med en lav koncentrationsgrad eller lave adgangsbarrierer må derfor forventes at have en mindre produktivitetsspredning mellem virksomhederne.

Ud over kapitalapparatets alder har en lang række andre virksomhedsspecifikke forhold ligeledes betydning for virksomhedens effektivitet. Det kan dreje sig om patenter, varemærker, eller mere generel know how vedrørende markedsføring, personaleledelse, produktionsstyring, finansiering osv. Disse ressourcer vil kunne give virksomheden en høj produktivitet og lave omkostninger, og med en høj pris-omkostningsmargin vil virksomheden helt naturligt øge produktionen og opnå en større markedsandel. Dette skift af markedsandele til høj-produktive virksomheder vil også øge den gennemsnitlige produktivitet i branchen.

Formålet med dette papir er at analysere produktivitetsskelle inden for og imellem erhvervsbrancher i dansk økonomi. I det følgende afsnit redegøres der for produktivitetsspredningen inden for hovedbrancher. Herefter opstilles der i afsnit 3 to modeller, der med udgangspunkt i markeds-mæssige forhold søger at forklare de observerede forskelle i produktivitetsspredningen inden for og mellem brancher. Endelig undersøges det i afsnit 4, om produktivitetsskellene på virksomhedsniveau er stationære over tiden, medens afsnit 5 giver en konklusion på undersøgelsen.

2. Spredning i produktivitet inden for – og mellem brancher

Resultaterne i denne undersøgelse bygger på et virksomhedsbaseret datasæt ved Center for Industriøkonomi indeholdende offentliggjorte regnskabstal for danske virksomheder fra 1990 til 1998. I appendix findes en nærmere beskrivelse af datasættet og de variable, der er anvendt i denne undersøgelse.

Virksomhedens produktivitet defineres som virksomhedens totale faktorproduktivitet (TFP), og den estimeres på basis af følgende traditionelle Cobb-Douglas produktionsfunktion:

$$y_{it} = \alpha_t + \beta_1 n_{it} + \beta_2 k_{it} + \epsilon_{it} \quad (1)$$

y_{it} er her logaritmen til omsætningen i år t for virksomhed i , n_{it} er logaritmen til antal ansatte i virksomheden og k_{it} er logaritmen til virksomhedens kapitalapparat opgjort ved summen af virksomhedens aktiver, jf. appendix. α_t er årsdummies, der skal opfange den generelle stigning i produktiviteten. Restleddet ϵ_{it} bliver da et mål for logaritmen til TFP_{it} , det vil sige den afvigelse i virksomhedens produktion, der ikke kan forklares af en øget anvendelse af arbejdskraft og kapital i det enkelte år. Da α_t korrigerer for den generelle stigning i produktiviteten, angiver TFP_{it} afvigelsen i virksomhedens totale faktorproduktivitet i forhold til gennemsnittet for hele økonomien i det enkelte år. Da y_{it} angiver logaritmen til omsætningen, vil en faktorproduktivitet på f.eks. 1,2 betyde, at virksomheden har en 20 % større omsætning end den gennemsnitlige virksomhed ved anvendelsen af den samme mængde produktionsfaktorer det pågældende år.

Tabel 1 viser spredningen i produktiviteten inden for hovedbrancherne målt ved standardafvigelsen til logaritmen af henholdsvis arbejdsproduktiviteten i 1990 og den totale faktorproduktivitet i 1990 og 1996. Da produktivitetsfordelingen for virksomhederne er tilnærmeligvis lognormal, giver standardafvigelsen af logaritmetransformationen et godt mål for spredningen i produktiviteten, se Oulton (1998).

Hvad angår spredningen i arbejdsproduktiviteten, er denne mindre mellem danske virksomheder end mellem engelske. Den samlede standardafvigelse for arbejdsproduktiviteten mellem de 12.040 danske virksomheder er 0,858 i 1990, medens Oulton (1998) på basis af 45.588 virksomheder i England finder en standardafvigelse for arbejdsproduktiviteten på 1,05 i 1993. Forskellen kan dog især henføres til en større spredning i arbejdsproduktiviteten inden for den engelske servicesektor, idet standardafvigelsen for industrien lå på 0,736, der ikke er meget forskellig fra de 0,674 for fremstillingsvirksomheder i Danmark. Oulton har tillige oplysninger om værditilvækst i virksomhederne, og ved anvendelse af værditilvæksten i stedet for omsætningen i beregning af arbejdsproduktiviteten fås naturligvis en mindre spredning, da om-

Tabel 1. Spredningen i produktiviteten inden for hovedbrancher og aggregeret, 1990 og 1996.

	Antal	Arbejds-	Total faktor-	
	Virksomheder	produktivitet	produktivitet	
	1990	1990	1990	1996
Landbrug	192	0,742	0,695	0,746
Fiskeri	45	0,663	0,479	0,549
Råstofudvinding	30	1,026	0,729	0,751
Fødevarer mv.	200	0,898	0,676	0,591
Tekstil mv.	134	0,824	0,586	0,513
Træ og papir	703	0,636	0,504	0,476
Kemikalier mv.	896	0,605	0,469	0,452
Maskiner mv.	816	0,639	0,499	0,481
Møbler	182	0,645	0,500	0,410
Energi og vand	7	0,904	0,590	0,792
Bygge- og anlæg	1857	0,577	0,462	0,444
Detail og reparation	3356	0,905	0,698	0,758
Hotel og restauration	253	0,606	0,622	0,545
Transport	658	0,867	0,721	0,805
Kommunikation	13	0,931	0,707	0,801
Bank og forsikring	415	1,114	0,936	0,877
Anden privat service	1991	0,868	0,679	0,694
Offentlig sektor	292	0,587	0,472	0,446
<i>Aggregeret</i>				
Fremstilling	2931	0,674	0,522	0,493
Privat service	6496	0,942	0,766	0,839
Andre	2613	0,644	0,517	0,520
Totalt	12040	0,858	0,677	0,729

Note: Spredningen er målt ved standardafvigelsen. Ved aggregering er standardafvigelsen beregnet på det aggregerede niveau.

fanget af anvendelsen af halvfabrikata varierer mellem virksomhederne. Kvalitativt ændrer det dog ikke noget i konklusionerne, og der findes da også argumenter for at anvende omsætningen i stedet for værditilvæksten i beregning af produktiviteten, se således Jorgenson mfl.(1987) og Hulten (2000).

Spredningen i arbejdsproduktiviteten er betydeligt større end spredningen i TFP i 1990 for samtlige brancher bortset fra hotel og restauration. Dette skyldes naturligvis, at en del af forskellen i arbejdsproduktiviteten mellem virksomhederne kan forklares af forskelle i kapitalintensiteten, og dette forhold er der netop korrigeret for i TFP-målet. For de enkelte brancher er spredningen generelt mindre i industrien end inden for privat service, som har en standardafvigelse, der ligger ca. 50% over fremstillingsindustrien. Inden for fremstillingsindustrien er det især fødevarerindustrien og tekstilin-

dustrien, der har en stor produktivitetsspredning blandt virksomhederne. Den relativt store spredning i servicesektoren kan hænge sammen med manglende konkurrence fra udlandet, medens spredningen i fødevarerindustrien og tekstilindustrien næppe kan forklares ved en manglende importkonkurrence. Her er det måske betydningen af en mærkevareeffekt, der gør sig gældende, idet netop de to industrier har et stort salg af bl.a. mærkevarer direkte til forbrugerne.

I empiriske performance analyser har der traditionelt været fokuseret på forskelle i virksomhedernes indtjening, vækst eller produktivitet, og disse er forsøgt forklaret ved forskelle i konkurrencemiljøet i brancherne, se således Dilling-Hansen mfl. (1997) og Dilling-Hansen mfl. (1999a) for to danske undersøgelser. Det er imidlertid kun en lille del af den samlede variation i virksomhedernes succes, der kan relateres til brancheforhold. Langt de største forskelle findes inden for den enkelte branche, og må hovedsagelig forklares med virksomhedsspecifikke forhold, men også konkurrencepresset i branchen påvirker spredningen inden for branchen, som påpeget ovenfor.

For at undersøge, hvor stor en del af produktivitetsspredningen, der er relateret til brancheinterne forhold, foretages en dekomponering af den samlede varians i produktiviteten efter følgende udtryk:

$$\sigma^2 = \sum_j \theta_j \sigma_j^2 + \sum_j \theta_j (\mu_j - \mu)^2 \quad (2)$$

hvor σ_j^2 er variansen i branche j , θ_j er branche j 's vægt (andel af samtlige virksomheder), μ_j er den gennemsnitlige produktivitet i branche j , μ og σ^2 er henholdsvis det samlede gennemsnit og den samlede varians for alle virksomheder.

Tabel 2 viser udviklingen i den samlede varians σ^2 dekomponeret på den del, der hidrører fra spredningen inden for brancherne og den del, der skyldes spredningen mellem brancherne. Dekomponeringen er foretaget ud fra en erhvervsinddeling, der følger NACE rev. 1. på 4-ciffer niveau, og spredningen mellem brancherne er beregnet residualt. Dette resulterer i ca. 400 brancher, og brancheinddelingen kommer dermed tæt på et homogent marked. Det fremgår, at spredningen er af ca. samme størrelse som i tabel 1, hvorfor den ikke er særlig følsom overfor klassificeringsniveauet for brancheinddelingen.

Tabel 2 viser, at langt den største del af den samlede spredning i den totale faktorproduktivitet findes inden for de enkelte brancher, nemlig ca. 80%. Andelen ligger ret konstant i 1990'erne, når der bortses fra en svag stigning under den økonomiske krise i begyndelsen af perioden. Derimod har den samlede spredning i faktorproduktiviteten været stigende i 90'erne, fra en varians på 0,459 i 1990 til 0,543 i 1997, og da andelen af spredningen inden for brancherne har været ret konstant, må årsagerne til den øgede

Tabel 2. Produktivitetsspredningen inden for – og mellem brancherne, 1990-97.

ÅR	Samlet σ^2	Inden for branchen $\sum_j \theta_j \sigma_j^2$	Mellem brancher $\sum_j \theta_j (\mu_j - \mu)^2$	Andel inden for $\sum_j \theta_j \sigma_j^2 / \sigma^2$
1990	0,459	0,362	0,095	0,789
1991	0,459	0,372	0,087	0,810
1992	0,460	0,370	0,090	0,804
1993	0,468	0,383	0,085	0,818
1994	0,491	0,387	0,104	0,788
1995	0,510	0,395	0,115	0,775
1996	0,532	0,418	0,114	0,786
1997	0,543	0,418	0,125	0,770

Note: Spredningen er målt ved variansen, og dekomponeringen er foretaget på basis af et 4-cifret NACE-niveau for brancheinddeling.

spredning i produktiviteten både findes i faktorer inden for brancherne såvel som faktorer mellem brancherne.

Disse resultater ligger helt på linje med resultater fra udenlandske undersøgelser, hvor spredningen i forskellige mål for virksomhedernes succes er langt større inden for de enkelte brancher, se Geroski (1998). Naturligvis er en stor del af disse forskelle virksomhedsspecifikke og kan skyldes, at virksomhederne besidder forskellige ressourcer eller, at nogle virksomheder helt tilfældigt klarer sig godt. En del af spredningen kan imidlertid også henføres til en manglende konkurrence i branchen, hvor de ineffektive virksomheder kan overleve i en længere periode. I det følgende afsnit forklares spredningen i produktiviteten mellem brancher såvel som inden for de enkelte brancher ved forskellige mål for konkurrencepreset i branchen.

3. Konkurrencens betydning for produktivitetsspredningen

Analysen tager udgangspunkt i, at øget konkurrence lægger pres på ineffektive virksomheder, der enten må øge effektiviteten eller lade sig fortrænge fra markedet. Dette bekræftes af de estimerede modeller i tabel 3, hvor produktivitetsspredningen inden for og mellem brancherne er søgt forklaret ved en række variable, som beskriver brancheforholdene. Metodisk set er de anvendte modeller estimeret med branchespecifikke fixed-effekt på et panel fra 1990 til 1997. Den anvendte fixed-effekt estimation svarer til at introducere branche dummies i regressionen, og dermed korrigeres der for uobserveret heterogenitet mellem brancherne. Denne estimationsteknik korrigerer dermed blandt andet for den tidligere nævnte variation i omsætningen på grund af, at anvendelsen af rå- og halvfabrikata varierer mellem brancherne. Modellerne forklarer

Tabel 3. Estimation af produktivitetsspredning inden for og mellem brancherne, 1990 til 1997.

	Model til forklaring af SD inden for branchen Afhængig variabel: σ_j^2		Model til forklaring af brancheforskelle Afhængig variabel: μ_j	
Markedskoncentration	9,663* (4,186)	12,67* (4,972)	-10,98* (3,522)	-9,008 (4,789)
Mindste kapitalkrav	0,0223* (0,0106)	0,0225* (0,0106)	-0,0386* (0,0081)	-0,0388* (0,0081)
Den minimale effektive driftsstørrelse	-4,505* (0,9053)	-6,278* (1,400)	4,933* (0,6230)	4,283* (0,9940)
Kapital pr. beskæftiget	0,0170 (0,0117)	0,0189 (0,0118)		
Vækst i omsætning			0,0310* (0,0063)	0,0304* (0,0065)
Vækst i kapital	0,0045 (0,0087)	0,0029 (0,0087)		
Fremstilling × Minimal eff. stør.		2,928 (1,795)		1,066 (1,256)
Fremstilling × koncentration		-9,620 (8,299)		-4,164 (6,960)
R^2 (justeret)	0,7440	0,7447	0,8569	0,8570
Antal brancher	370	370	506	506
Observationer	1962	1962	2795	2795

Ann: Fixed-effekt estimation for brancherne. SD er standardafvigelsen af logaritmen til TFP i virksomheden. Tallene i parentes er standardfejlen på de estimerede koefficienter. * indikerer, at den estimerede koefficient er signifikant forskellig fra nul på 5% signifikansniveau.

ca 75% af variationen i produktiviteten inden for brancher, og ca. 86% af variationen mellem brancherne. Det skal nævnes, at standardafvigelsen giver usikre estimater på spredningen i brancher, som indeholder få virksomheder, hvorfor det er valgt kun at medtage brancher med mindst 5 virksomheder i disse estimationer.

Tabel 3 viser derudover, at der er en signifikant større produktivitetsspredning i koncentrerede brancher, hvilket kan være et tegn på lav priskonkurrence, og mulighed for at ineffektive virksomheder kan overleve. Samtidig er den gennemsnitlige produktivitet signifikant lavere i de koncentrerede brancher, jævnfør de sidste to søjler i tabellen. Dette kan som nævnt skyldes, at der også er plads til de mindre effektive virksomheder i branchen, men hertil kommer, at et mindre omkostningspres også vil påvirke de

mere effektive virksomheder i en uheldig retning. Dette er i overensstemmelse med resultaterne fra tidligere studier, se Nickell mfl. (1997) og Dilling-Hansen mfl. (1997).

Også adgangsbarriererne til branchen har en signifikant effekt på produktiviteten, men med varierende fortegn. Ses der først på det gennemsnitlige kapitalkrav, her beregnet ved logaritmen til de gennemsnitlige aktiver i branchen, har denne adgangsbarriere en signifikant positiv effekt på produktivitetsspredningen ligesom den gennemsnitlige produktivitet er signifikant lavere i de kapitaltunge brancher. Dette støtter både Salters hypotese om stor produktivitetsspredning i de kapitaltunge brancher og hypotesen om, at høje adgangsbarrierer mindsker konkurrencen fra potentielle konkurrenter og dermed efterlader et større slack i branchen, hvor der er »plads til« mere ineffektive virksomheder.

Omvendt har den minimale effektive virksomhedsstørrelse, i beregningerne målt ved logaritmen til den nederste decil i branchens omsætning, en signifikant positiv effekt på produktiviteten i branchen og en signifikant negativ effekt på produktivitetsspredningen. Dette resultat støtter således ikke den nævnte hypotese om, at manglende konkurrence svækker incitamentet til produktivetsfremmende foranstaltninger i virksomhederne. Adgangsbarriererne har imidlertid en tosidet effekt på produktiviteten, da de holder de små virksomheder ude fra branchen. Det er velkendt, at sandsynligheden for, at de store virksomheder investerer i forskning og udvikling, er større end hos de små, se således Dilling-Hansen mfl. (1999b). Brancher, der via høje adgangsbarrierer renses for små virksomheder, vil dermed få en højere produktivitet, ligesom den høje innovationsaktivitet vil øge produktivitetsspredningen i branchen.

Kapitalintensiteten og væksten i kapitalapparatet er medtaget for at teste, om de mere kapitalintensive brancher eller brancher med et relativt nyt kapitalapparat har en større henholdsvis mindre spredning i produktiviteten, end man skulle forvente. Dette er ikke tilfældet, da ingen af variablene er signifikante. Derimod har væksten i omsætningen en signifikant positiv indflydelse på den gennemsnitlige produktivitet i branchen. Dette kan hænge sammen med branchemæssige stordriftsfordele, men skyldes nok snarere, at brancher med en hurtig teknologisk udvikling og store produktivitetstigninger oplever en stor vækst i afsætningen.

Da tabel 1 viste en stor forskel i produktivitetsspredningen mellem fremstillingssektoren og de øvrige industrier, er der medtaget to krydsled for at undersøge, hvorvidt de estimerede parametre er forskellige inden for fremstillingssektoren. Beregningerne viser dog ingen signifikante forskelle i de estimerede parametre både i estimationerne inden for og mellem brancher. Den minimale effektive driftsstørrelse og branchekonzentrationen har en større effekt på den gennemsnitlige produktivitet i fremstillingssektoren, medens de modsat har en mindre effekt på spredningen inden for fremstillingssektoren. Men effekterne er som nævnt ikke signifikante.

4. Stabiliteten i produktivetsforskellene inden for branchen

Tabel 2 viste, at omkring 80% af forskellene i produktiviteten findes inden for de enkelte brancher, hvoraf en del kan forklares af konkurrenceforholdene i den enkelte branche. Men selv med en uændret fordeling, kan en del mobilitet foregå inden for branchen, hvor nogle virksomheder øger deres produktivitet relativt, medens andre har uændret produktivitet, og dermed falder relativt til de førstnævnte virksomheder. Som nævnt har en række udenlandske studier vist, at produktivetsforskellene er ret stabile over tid, men rangordningen og virksomhedernes markedsandel skifter en del over tiden, se Caves (1998) for en oversigt heraf.

En typisk model, der har været anvendt i disse studier, er følgende:

$$TFP_{i,t} = \beta TFP_{i,t-1} + \mu_{i,t} \quad (3)$$

Hvor $TFP_{i,t}$ er den totale faktorproduktivitet for virksomhed i til år t , medens $TFP_{i,t-1}$ er faktorproduktiviteten året før. $\mu_{i,t}$ er et normalt fordelt stokastisk led. Hvis β er lig én, vil virksomhedens faktorproduktivitet være lig med det foregående års faktorproduktivitet plus en tilfældig afvigelse. I tidsrækkeanalyser kaldes dette også en random walk model, idet væksten i produktiviteten kan beskrives som en tilfældig proces. Normalt fås en estimeret værdi for β , der er mindre end én, således at virksomhedens produktivitet på sigt vil nærme sig til den gennemsnitlige produktivitet, hvis der ikke opstår nye uforklarlige stød til produktiviteten, se Oulton (1998) og Geroski (1998). Bemærk, at den langsigtede konvergens mod den gennemsnitlige produktivitet både gælder for virksomheder, der ligger over såvel som for dem, der ligger under gennemsnittet.

I tabel 4 er vist estimerer for β med 1. års lag og 5. års lag opdelt på henholdsvis hovedbrancher samt store og små virksomheder. Generelt er der tale om store kortsigtede udsving i produktiviteten, idet β er 0,865 med 1. års lag, hvilket betyder, at virksomheden allerede efter 1. år har tabt 15% af sin produktivetsfordel eller indhentet 15% af et efterslæb. Tabet efter 5. år er til gengæld kun 23%, så der er tale om stor stabilitet på langt sigt i virksomhedens konkurrencemæssige fordele. Dette tyder på, at virksomhederne generelt besidder nogle ressourcer, som det er vanskeligt for konkurrenterne at tilegne sig.

Ses der på stabiliteten inden for de enkelte brancher, er der betydelig variation. De brancher, hvor nedslidningen er størst, er ikke overraskende fiskeri, maskinindustri samt bygge og anlæg, hvor konkurrencen er stor. Transport, detailhandel og reparation er modsat brancher med en meget lav nedslidning, hvilket i nogen udstrækning kan henføres til produktdifferentiering i disse brancher og som følge heraf en mindre skarp konkurrence. Generelt er de konkurrencemæssige fordele således langt mere varige

Tabel 4. Stabiliteten i virksomhedens produktivitet fra 1990 til 1997, brancheopdelt.

	1. års lag	5. års lag	5. års lag	
	Alle virksomheder		Store virk.	Små virk.
Landbrug	0,870	0,713	1,029	0,710
Fiskeri	0,761	0,538	0,302	0,523
Råstofudvinding	0,871	0,74	0,913	0,717
Fødevarer mv.	0,814	0,66	0,58	0,677
Tekstil mv.	0,798	0,651	0,456	0,715
Træ og papir	0,849	0,654	0,658	0,652
Kemikalier mv.	0,775	0,639	0,64	0,639
Maskiner mv.	0,751	0,592	0,556	0,603
Møbler	0,758	0,700	0,51	0,748
Energi og vand	0,92	0,741	1,119	1,141
Bygge- og anlæg	0,646	0,510	0,322	0,517
Detail og reparation	0,881	0,798	0,718	0,804
Hotel og restauration	0,797	0,636	0,748	0,626
Transport	0,914	0,847	0,762	0,861
Kommunikation	0,647	0,699	0,592	0,719
Bank og forsikring	0,853	0,688	1,074	0,631
Anden privat service	0,819	0,650	0,771	0,641
Offentlig sektor	0,796	0,551	1,448	0,549
<i>Aggregeret</i>				
Fremstilling	0,802	0,658	0,607	0,670
Privat service	0,890	0,810	0,843	0,807
Andre	0,750	0,603	0,737	0,594
Total	0,865	0,769	0,775	0,769
Antal observationer	93.364	23.077	2.784	20.292

Note: Store virksomheder er virksomheder med 100 eller flere beskæftigede og små er virksomheder med færre ansatte. De estimerede parametre er alle forskellig fra nul på 1 % signifikansniveau.

inden for service, hvor der selv efter 5. år kun er slidt 19% af en given fordel eller ulempe, medens den tilsvarende nedslidning er på ca. 34% i industrien.

I de sidste to søjler af tabel 4 fokuseres der på stabiliteten i produktiviteten mellem store og små virksomheder, og hvor der generelt er tale om små forskelle. Nedslidningen i løbet af de første 5 år er på ca. 23% for små såvel som store virksomheder, der er defineret som virksomheder med mindst 100 ansatte. Resultatet er overraskende, da man umiddelbart skulle forvente en større stabilitet i de store virksomheder. Blandt andet fordi de store tals lov her vil give en udjævning af produktivitetsændringer i det omfang, der er tale om flere produktionsprocesser. At nedslidningen af en produktivitetsændring i de store virksomheder er større inden for fremstillingsindustrien end i de private serviceerhverv bidrager heller ikke til denne forklaring.

Tabel 5. Overlevelsestabel for bestanden af virksomheder i 1990 fordelt efter dens produktivitet i 1990.

ÅR	Antallet af virksomheder.				Samlet bestand
	1. kvartil	2. kvartil	3. kvartil	4. kvartil	
1990	100,00	100,00	100,00	100,00	12040
1991	83,75	88,67	87,94	87,54	10472
1992	73,69	79,20	77,24	76,91	9242
1993	65,84	70,63	68,44	68,54	8231
1994	59,24	63,75	61,03	63,19	7441
1995	50,96	56,05	54,12	54,78	6499
1996	45,45	49,63	47,48	48,94	5764
1997	40,66	43,62	40,86	43,82	5086

Note: Virksomhederne er fordelt på kvartil efter deres faktorproduktivitet i 1990 i stigende orden, med de mindst produktive i 1. kvartil.

Det er velkendt, at der findes en stor mobilitet af virksomheder, hvor nye virksomheder etableres og ældre dør eller fusionerer. I tabel 5 vises en overlevelsestabel for bestanden af virksomheder i 1990 fordelt på kvartiler efter den totale faktorproduktivitet i 1990. Det ses, at godt 10% af bestanden forsvinder hvert år, således at den er reduceret til ca. det halve på blot 5 år. Da et tilsvarende antal nye virksomheder kommer til hvert år, muliggør dette naturligvis store ændringer i produktiviteten, såfremt der er forskel i produktiviteten for de to grupper.

Udviklingen i bestanden tyder imidlertid ikke på, at det især er virksomheder med lav produktivitet, der stopper eller fusionerer. Bestanden i de fire produktivetskvarterer er næsten lige stor efter de syv år, hvor der blot er forsvundet ca. 3% flere virksomheder fra 1. kvartil med de lavproduktive virksomheder. Yderligere fremgår det, at hele merafgangen sker første år, hvorefter udviklingen i bestanden af virksomheder fra 1991 til 1997 er ret ensartet i de fire produktivetsgrupper. Der er således ikke tegn på, at lukningen af virksomheder især har sammenhæng med produktivetsproblemer.

Dette kan naturligvis hænge sammen med, at virksomheder med en lav produktivitet vælger at gøre en indsats for at øge produktiviteten og overleve. For at belyse dette spørgsmål, er der i tabel 6 vist en krydstabel for de i 1995 tilbageværende 6.499 virksomheder fra 1990 bestanden fordelt efter deres faktorproduktivitet i henholdsvis 1990 og 1995.

For de overlevende virksomheder er stabiliteten klart størst for virksomhederne i det øverste kvartil, hvor 73,7 % af virksomhederne stadig befinder sig efter fem år, medens under 30% har skiftet til en lavere kvartil. I de første tre kvartiler er det deri-

Tabel 6. Virksomheder fordelt efter deres produktivitet i henholdsvis 1990 og 1995.

1990 kvartiler	Fordeling på 1995 kvartiler			
	1. kvartil	2. kvartil	3. kvartil	4. kvartil
1. kvartil	57,6	28,2	10,1	4,1
2. kvartil	20,1	49,1	26,2	4,6
3. kvartil	6,8	25,8	49,3	18,1
4. kvartil	3,3	5,1	17,9	73,7

Note: Virksomhederne er fordelt på kvartil efter deres faktorproduktivitet i henholdsvis 1990 og 1995 i stigende orden, med de mindst produktive i 1. kvartil.

mod under 60% af 90-bestanden, der befinder sig i samme kvartil efter de fem år, og ca. 50% af virksomhederne skifter kvartil i løbet af perioden.

Tabellen illustrerer således, at selv om den samlede produktivitetsspredning blandt virksomhederne er forholdsvis uændret over tiden, finder der ret betydelige ændringer sted i den relative placering af de enkelte virksomheder. Den andel af virksomhederne, der har forbedret deres relative produktivitet og har en opad transition, er naturligt nok større i de to nederste kvartiler, medens risikoen for en nedadgående transition tilsvarende er størst i de øverste kvartiler.

5. Konklusion

Undersøgelsen analyserer produktivitetforskelle inden for og mellem erhvervsbrancher i Danmark på basis af en longitudinal database, der indeholder offentliggjorte regnskabstal for virksomheder fra perioden 1990 til 1997. Produktiviteten måles ved den totale faktorproduktivitet, som beregnes ud fra oplysninger om virksomhedernes nettoomsætning. Det viser sig, at over 80% af forskellene i faktorproduktiviteten findes inden for de enkelte brancher, og her er spredningen især stor inden for serviceerhvervene. Spredningen i produktiviteten både mellem og inden for brancherne viser sig tillige at være meget stabile over tid.

En del af den konstaterede produktivitet forskel forklares af forskelle i konkurrenceforholdene inden for branchen. Beregningerne viser således, at den gennemsnitlige produktivitet er signifikant lavere i brancher, som er meget koncentrerede samt i brancher, hvor der er store adgangsbarrierer på grund af et relativt højt kapitalbehov. Også spredningen i produktiviteten inden for den enkelte branche kan delvis forklares af konkurrenceforholdene. Således har både koncentrationen og behovet for kapital en signifikant positiv effekt på produktivitetsspredningen.

Selv om spredningen i produktiviteten såvel mellem som inden for brancher er stabil over tid, kan der alligevel være store forskudninger i de enkelte virksomheders pro-

duktivitet. De produktivitetsfordele eller -ulemper, den enkelte virksomhed har i forhold til konkurrenterne, er således ikke stationær. Generelt elimineres ca. 15% af en virksomheds produktivitetsfordel eller -ulempe inden for det første år, og yderligere ca. 10% i de efterfølgende fire år. Endelig viser analysen, at nedlæggelse af virksomheder ved lukning eller fusion ikke umiddelbart hænger sammen med produktivitetniveauet i den enkelte virksomhed. Dette indebærer, at virksomhedernes overlevelseschancer på lidt længere sigt ikke umiddelbart kan relateres til deres generelle produktivitet.

Litteratur

- Baily M., C. Hulten og D. Campbell. 1992. The Distribution of Productivity in Manufacturing Plants, *Brookings Papers on Economic Activity: Microeconomics*. Washington D C, s. 187-249.
- Baldwin J. 1995. *The Dynamics of Industrial Competition. A North American Perspective*. New York. Cambridge University Press.
- Bartelsmann, E. J. og M. Doms. 1998. Understanding Productivity. Lessons from Longitudinal Micro Datasets. *Journal of Economic Literature*. Vol.38, s. 569-94.
- Caves, E. Richard. 1998. Industrial Organisation and New Findings on The Turnover and Mobility of Firms. *Journal of Economic Literature*. Vol. 36, s. 1947-82.
- Dilling-Hansen, M., T. Eriksson, E. S. Madsen og V. Smith. 1997. Productivity, Competition, Financial Pressure and Corporate Governance – Some Empirical Evidence. In Silvia Biffignandi red., *Micro- and Macrodatabase of Firms – Statistical Analysis and International Comparison*. Physica-Verlag Heidelberg 1999, s. 279-96.
- Dilling-Hansen, M., T. Eriksson, E. S. Madsen og V. Smith. 1999a. The Influence of Competition and Ownership Structure on the Performance of Danish Manufacturing Firms. *Working paper 99-9*, Nationaløkonomisk Institut, Handelshøjskolen i Århus.
- Dilling-Hansen, M., T. Eriksson, E. S. Madsen og V. Smith. 1999b. Hvad bestemmer forekomsten og omfanget af virksomhedens F&U-investeringer? *Nationaløkonomisk Tidsskrift*, 137, s. 66-80.
- Geroski, P. A. 1998. An Applied Econometrician's View of Large Company Performance. *Review of Industrial Organisation*. Vol.13, s.271-93.
- Hulten, C.R. 2000. Total Factor Productivity. A Short Biography. *NBER Working Paper* nr. 7471.
- Jorgenson, D. W., F. M. Galop og B. Fraumeni. 1987. *Productivity and US Economic Growth*, North-Holland, Amsterdam.
- Nickell S.J. 1995. *The Performance of Companies*. Oxford. Blackwell Publishers.
- Nickell S.J., Nicolitsas, D. og Dryden N. 1997. What Makes Firms Perform Well?, *European Economic Review*, 41, s. 783-96.
- Oulton, Nicholas. 1998. Competition and the dispersion of labour productivity among UK companies, *Oxford Economic Papers*, Vol. 50, s. 23-38.
- Salter, W. E. G. 1960. *Productivity and Technical Changes*. Cambridge University Press, Cambridge.

Appendiks:

Data

Artiklen bygger udelukkende på virksomhedsdata fra Købmandstandens Oplysningsbureau A/S, der baserer sine oplysninger på de standardiserede regnskabsoplysninger, som aktieselskaber, anpartsselskaber og personligt ejede virksomheder med mere end 10 beskæftigede er pligtige til at indsende til godkendelse hos Selskabsstyrelsen. Mindst en gang om året foretager Købmandstandens Oplysningsbureau et telefoninterview af hver enkelt virksomhed for at supplere regnskabsoplysningerne med information om antallet af beskæftigede, omsætning, produkter og branchetilhørsforhold m.v. Databasen omfatter således alle virksomheder i Danmark bortset fra de personligt ejede, der ikke er forpligtiget til at offentliggøre deres regnskab.

Regnskabernes periodelængde og tidspunkt er blevet omregnet til kalenderåret og i denne undersøgelse anvendes økonomiske oplysninger fra 1990 til 1997. Hver virksomhed er tildelt en branchekode på et 4-cifret NACE-niveau, og branchedata er konstrueret ved at aggregere de virksomhedsspecifikke oplysninger for hver branche. De såkaldte tomme selskaber er udeladt af denne undersøgelse, idet den kun omfatter virksomheder, der har en eller flere ansatte medarbejdere. Nedenfor findes en kort definition af de anvendte variable i artiklen, og for en uddybende forklaring af de enkelte regnskabsbegreber henvises til Købmandstandens Oplysningsbureau A/S.

Definition af variable

<i>Omsætning:</i>	Virksomhedens nettoomsætning i regnskabsåret
<i>Antal ansatte:</i>	Gennemsnitlig antal ansatte i året
<i>Kapitalapparat:</i>	Virksomhedens samlede aktiver ved regnskabsperiodens slutning.
<i>Markedskoncentration:</i>	Er beregnet ved Herfindahl indekset: $H = \sum s_i^2$, hvor s_i angiver virksomhedens markedsandel målt ved omsætningen. Der findes 540 brancher.
<i>Minimum efficient scale:</i>	Angiver det produktionsomfang der mindst skal nås for at producere effektivt i branchen, her målt ved log af 1. decil-omsætningen for virksomhederne i branchen.
<i>Kapitalkrav:</i>	Angiver kravet til kapital i branchen, her beregnet ved logaritmen til branche gennemsnittet af virksomhedens samlede aktiver.

- Vækst i brancheomsætning:* Årlig stigning i logaritmen til brancheomsætningen.
- Vækst i kapital:* Årlig stigning i logaritmen til branchegennemsnittet af virksomhedens samlede aktiver.
- Pris-omkostnings markup:* Beregnet ud fra regnskabsoplysningerne som branchegennemsnit af det ordinære overskud divideret med nettoomsætningen.

Langsigtsmultiplikatorer i ADAM og DREAM – en sammenlignende analyse

Lars Haagen Pedersen

Danmarks Statistik

Martin Rasmussen

Socialforskningsinstituttet

SUMMARY: The long run properties of the macroeconomic model ADAM and the dynamic CGE-model DREAM are compared and found to be similar with respect to both the aggregate demand and aggregate supply. Taxation has different effects in the two models. In DREAM taxes affect, for example, the incentives to work, whereas no tax effects are present in the wage curve in ADAM. A financed permanent increase in public consumption of privately produced goods has approximately no activity effects in ADAM, whereas there is a negative effect on long run activity in DREAM, due to a negative effect on the incentive to work from the increased tax burden. In both models the long run level of aggregate consumption is reduced more than the increase in public consumption. A reduction in the interest rate leads to a positive supply shock in both models. The consumption is increased on impact due to capital gains. The long run level of consumption is reduced relative to the base case in both models.

1. Indledning

Danmarks Statistik udvikler og vedligeholder to økonomiske modeller, der anvendes til kvantitativ analyse af den økonomiske politik, nemlig ADAM og DREAM. ADAM er en makroøkonometrisk model, mens DREAM er en anvendt generel ligevægtsmodel baseret på overlappende generationer af husholdninger. Modellerne er i ret høj grad komplementære i deres anvendelse, men omvendt er der også en række centrale former for økonomisk politik og påvirkninger fra internationale forhold, der kan analyseres i begge modeller. Formålet med denne artikel er at påvise, at ændringer

En tidligere version af dette papir blev præsenteret på Nationaløkonomisk Forenings konference på Koldingfjord, januar 2000. Jakob Hald og Carl Johan Dalgaard takkes for grundige kommentarer til den tidligere version. Endvidere takkes vores kolleger i ADAM og DREAM grupperne for kommentarer.

i disse variable fører til sammenlignelige kvalitative og kvantitative konsekvenser i de to modeller. På trods af de forskelle i metode, der følger af de to forskellige modeltraditioner, er vurderingen af den økonomiske politik grundlæggende ens i de to modeller.

Der analyseres to ændringer: En stigning i det offentlige varekøb i den private sektor og et fald i det internationale renteniveau. Der betragtes en permanent niveauændring og effekten på det offentlige budgetoverskud neutraliseres gennem ændringer i indkomstskatten. Dette sidste gøres for at sikre velspecificerede langsigtssegenskaber i form af en steady state.

Der opstilles indledningsvis en simpel makromodel, der reflekterer egenskaberne i de to modeller i en langsigtet stationær tilstand. Multiplikatoreffekterne af de to ændringer gennemgås i hver af de to varianter af den simple model, som repræsenterer henholdsvis ADAM og DREAM. Herefter simuleres ændringerne på de to »rigtige« modeller.

I de to varianter af den simple teoretiske model er der betragtelige ligheder i faktorefterspørgslen. En forskel på udbudssiden er, at stigninger i skattetrykket har en negativ effekt på aktiviteten i DREAM-versionen, mens aktiviteten i ADAM versionen ikke påvirkes af skattetrykket. På efterspørgselssiden er der en forskel i modelleringen af det private forbrug, men makroforbrugsfunktionen har grundlæggende de samme egenskaber i modellerne. I modelsimulationerne, der også medtager udviklingen over tid, er såvel udbuds- som efterspørgselsvirkningerne overraskende ens, selvom forventningsdannelsen er forskellig, da DREAM har fremadrettede forventninger (perfekt forudseenhed), mens ADAM har adaptive forventninger.

2. En simpel langsigtligevægt á la ADAM og DREAM

I dette afsnit opstilles en simpel model for en langsigtsligevægt. Intentionen er, at modellen skal repræsentere en simplificeret version af langsigtsmakrorelationerne i ADAM og DREAM. Da simulationsmodellernes langsigtssegenskaber ikke er identiske, opstilles hhv. en ADAM- og en DREAM-version af den simple langsigtsmodel. Formålet er på den ene side at gøre modellerne simple og almindeligt genkendelige for de økonomer, der ikke er eksperter i de to simulationsmodeller, og på den anden side at sikre, at de simple modeller fanger det væsentlige i modellernes langsigtede makroøkonomiske egenskaber.¹ I den grad, de to modeller er ens eller næsten ens, præsenteres fælles ligninger. Den opstillede teoretiske model kan i begge versioner betragtes som en standard makromodel for en lille åben økonomi med faste valutakurser og perfekte kapital- og varebevægelser.

1. En dokumentation af ADAM findes i Dam (1996). DREAM (version 1.2) er dokumenteret i Knudsen m.fl. (1998a).

2.1 Priser og rente

Vi antager perfekt kapitalmobilitet, faste valutakurser og at kapitalindkomstbeskatningen er en ren bopælsbaseret skat i både ind- og udland. Arbitrage mellem udenlandske og indenlandske aktiver indebærer, at den nominelle indenlandske rente i ligevægt skal være lig med verdensmarkedsrenten (begge før skat), dvs.

$$\text{Perfekt kapitalmobilitet: } r = r^* \quad (2.1)$$

hvor r er den indenlandske rente, mens r^* er den eksogene udenlandske rente.

Antages at også varemarkederne er perfekte og med en uendelig priselasticitet set fra det lille land, betyder det, at de indenlandske outputpriser p_x må stå i fast forhold til de udenlandske p^* . I det følgende anvendes den udenlandske pris generelt som numeraire, dvs. vi betragter f.eks. prisforholdet

$$p = \frac{p_x}{p^*} = \text{konstant} \quad (2.2)$$

hvor p er den relative pris på indenlandsk efterspørgsel.

2.2 Produktion og faktorefterspørgsel

I ADAM er der i alt 19 erhverv, hvoraf det ene er offentligt. I DREAM er der tre private og en offentlig produktionssektor. I den model, der opstilles her, er der kun en privat produktionssektor og ingen offentlig. Den offentlige efterspørgsel består af privatproducerede goder.

Produktionen, X , er dannet ved arbejdskraft, L , kapital, K og materialeinput, V , og produktionsfunktionen, F , er homogen af 1. grad. I både DREAM og ADAM er antaget, at produktionsfunktionen er separabel (eller »nestet«), således at L og K i sig selv skaber et »mellemprodukt«, nemlig Y , der er den reale værditilvækst, således at

$$X = F(Y(K, L), V)$$

Også funktionen for værditilvækst,

$$Y = Y(K, L)$$

er i de to modeller antaget homogen af 1. grad.

Homogeniteten af 1. grad af F betyder, at de partielle afledte er homogene af 0. grad og derfor alene afhængige af de relative faktorinput $v = V/L$ og $k = K/L$. Faktor-

priserne er normeret med den udenlandske varepris, så materiale- og investeringspris(indeks) kan skrives som funktion af bytteforholdet, nemlig $p_v = p_v(p)$, og $p_I = p_I(p)$. Usercost, p_k , er en funktion af p og r – vi ser specielt bort fra afskrivninger. Lønnen kaldes w . Antagelserne om virksomhedernes adfærd betyder, at i den stationære tilstand kan førsteordensbetingelserne til den repræsentative virksomheds problem skrives som

$$F'_L(v, k, 1) = \frac{w}{p} \quad (2.3)$$

$$F'_K(v, k, 1) = \frac{p_k(p, r)}{p} \quad (2.4)$$

$$F'_V(v, k, 1) = \frac{p_v(p)}{p} \quad \text{DREAM} \quad (2.5)$$

$$\frac{V}{X} = \text{konstant} \quad \text{ADAM} \quad (2.6)$$

Ligningssystemet (2.3)-(2.5) eller (2.6) er standardbetingelser for ansættelse af produktionsfaktorer, der angiver, at marginalproduktet er lig realprisen pr. enhed af faktoren. Når r , p er givne som følge af (2.1) og (2.2), bestemmer ligningssystemet (2.3)-(2.5) eller (2.6) variablene v , k , w .

2.3 Arbejdsudbud / løndannelse

Der er nogen forskel på den måde, udbudssiden på arbejdsmarkedet fastlægges på i DREAM og ADAM. I begge modeller antages fagforeninger at spille en væsentlig rolle, og udbudsrelationen er derfor i begge tilfælde en såkaldt lønkurve. I DREAM er det lettest at tænke på den måde, at fagforeningen bestemmer en arbejdstid/beskæftigelsestid, ℓ , som alle på arbejdsmarkedet er beskæftiget til. Da denne beskæftigelsestid er lavere end den individerne selv ville vælge til den givne løn, kan man tale om ledighed. I ADAM er det lettest at tænke på, at fagforeningen sætter lønnen afhængigt af blandt andet ledigheden.

I den version af DREAM, der her simplificeres, fastlægges aktiviteten ved hjælp af en simpel lønkurve, som blot er en parallelforskydte arbejdsudbudskurve. Denne type lønkurve fremkommer med standardantagelser om imperfekte arbejdsmarkeder, jf. f.eks. Blanchard & Kiyotaki (1987). Lønkurven kan skrives som

$$\ell = \left(\frac{(1-t)(w-b)}{\gamma_1 p_c(p)} \right)^\gamma \quad (2.7)$$

hvor ℓ er den (faktiske) gennemsnitlige beskæftigelse pr. individ i ligevægt, b er dagpengesatsen målt pr. time, $p_c(p)$ er forbrugerprisindekset, der gennem bytteforholdet, p , afhænger af såvel prisen på den udenlandske som den indenlandske vare, da forbrugsgodebundtet er sammensat af disse varettyper. Variablen, t , er skattesatsen. Parameteren $\gamma_1 > 0$ er en skaleringsparameter, mens γ er arbejdsudbudselasticiteten. Multipliceres den enkeltes beskæftigelse med antallet af individer i arbejdsstyrken, N , fås den samlede beskæftigelse målt i timer som $L = \ell N$.

I ADAM er lønkurven givet ved en relation, som bestemmer lønnen som funktion af ledighed, produktivitet og kompensationsgrad. I ADAM anvendes lønnen i forhold til værditilvækst-deflatoren p_y , som realløns mål. Det er lettest at tænke på p_y som et omkostningsindeks med w og p_k som argumenter. Med eksogen indenlandsk varepris og eksogent materialeprisindeks – som følger af forudsætningen om uendelige udenrigshandelselasticiteter – bliver også værditilvækst-deflatoren bestemt af de udenlandske priser.

Lønrelationen i ADAM versionen fastlægger lønkvoten som en aftagende funktion af ledighed og en voksende funktion af kompensationsgraden før skat

$$\log \frac{wL}{p_y Y} = -s_u \frac{N - \tilde{L}}{N} + s_b \frac{b}{w} \Leftrightarrow \quad (2.8)$$

$$\log \frac{w}{p_y} = \log \frac{Y}{L} - s_u \frac{N - \tilde{L}}{N} + s_b \frac{b}{w} \quad (2.9)$$

s_u , s_b er positive parametre, \tilde{L} er beskæftigelsen i antal personer, således at samlet antal timer er $L = \bar{\ell} \tilde{L}$, hvor $\bar{\ell}$ er den aftalte arbejdstid. Den formelle udledning af ligning (2.8) fra en forhandlingsmodel findes i Hoel & Nymoer (1988).

Bemærk, at hvis værditilvækstsfunktionen Y , er specificeret som en Cobb-Douglas funktion, vil lønsummen være en konstant andel af værditilvæksten, når virksomhederne omkostningsminimerer. Derved følger af (2.8), at ledighedsprocenten på langt sigt alene afhænger af kompensationsgraden før skat. Det svarer til, at lønkurven er lodret for konstant kompensationsgrad. I dette tilfælde vil der være fuldkommen »crowding out«, hvis blot kompensationsgraden før skat er konstant. I ADAM har produktionsfunktionen som nævnt CES og substitutionselasticiteterne i de enkelte sektorer er under 1 (Se Mortensen (1998) og Skaarup & Hald (2001) for en diskussion af konsekvenserne heraf). Lønkurven er derfor ikke lodret i ADAM.

I dette papir vælges en forsimpning med udgangspunkt i relation (2.9), idet vi antager at arbejdskraftsproduktiviteten, Y/L kan approksimeres med en konstant. I dette tilfælde fås – som i DREAM-versionen – at lønkurven er voksende i langsigtligevægten. Da lønnen og priserne er bestemt via faktorefterspørgselsrelationerne og udlandet vil vi i højere grad tænke som om relationen er »vendt om«, således at det effektive udbud af arbejdskraft målt i hoveder (\tilde{L}) bestemmes.

Indkomstskattetrykket virker forskelligt på beskæftigelsen i de to modeller, jf. relation (2.7) og relation (2.9). I DREAM betyder et højere indkomstskattetryk, at gevinsten ved beskæftigelse reduceres, hvorved aktiviteten også reduceres. Gevinsten ved beskæftigelse måles som forskellen mellem lønnen efter skat og dagpengesatsen efter skat. I ADAM er det kompensationsgraden *før skat*, der er relevant. Denne forskel får betydning for langsigtsmultiplikatorerne.

Når bytteforhold, p , allerede er bestemt i (2.2) og lønnen, w , som led i (2.3)-(2.5) eller (2.6), bestemmer (2.7) eller (2.9) aktiviteten i økonomien via beskæftigelsen målt som ℓ eller \tilde{L} . Efterspørgselskomponenterne i næste afsnit bestemmer alene sammensætningen af vareefterspørgslen og niveauet for udlandsgælden. Disse forudsætninger bag den lille åbne økonomi betyder, således at der er fuld crowding out på aktivitetsniveauet i langsigtligevægten, *selvom* lønkurven ikke er lodret.

2.4 Forbrug

Forbrugsbestemmelsen i de to modeller er på en side temmelig ens og på en anden side temmelig forskellig. I det teoretiske udgangspunkt bygger begge modeller på principper fra livsløbsteorien, der munder ud i, at forbrugerne ændrer formuen for at udjævne forbruget over tid. DREAMs forbrugsrelation er dog udledt betydeligt mere avanceret end ADAMs. Det skyldes specielt, at DREAM tager eksplicit hensyn til indkomsterne for forskellige generationer, til intertemporal substitution og til sammenhængen mellem forbrug og arbejdsudbud.

Makroforbruget kan i en stationær tilstand skrives

$$C = \psi \left(\frac{A}{p_c} + \frac{\xi Y_d}{p_c} \right) \quad \text{DREAM} \quad (2.10)$$

$$C = c (Y_d + rA)^{\alpha} A^{1-\alpha} \frac{1}{p_c} \quad \text{ADAM} \quad (2.11)$$

hvor Y_d er disponibel lønindkomst, A formuen, p_c forbrugerpriser.²

2. Forbrugsfunktionen i DREAM indeholder også et led der tager højde for disnyten af arbejde. Dette skyldes, at forbrugerne i DREAM udjævner »nytte« over livsforløbet og ikke kun forbrug. Der ses bort fra dette i denne fremstilling.

Parameteren ψ i DREAM-relationen er en »forbrugskvot ud af formue« og ξ en kapitaliseringsfaktor.³ I DREAM gælder, at forbrugskvoten ud af disponibel lønindkomst er mindre end 1, $\psi\xi < 1$. I ADAM er α forbrugskvoten ud af disponibel indkomst og estimeret til under 1. Kvalitativt er reaktionen på C derfor den samme i (2.10) og (2.11), når der stødes til Y_d og A .

I DREAM er forbrugsbestemmelsen baseret på, at agenterne er fremadskuende. Det tilbagediskonterede forbrug skal svare til den tilbagediskonterede indkomst, og forbrugerne udjævner forbruget over tid afhængigt af renten og den intertemporale substitutionselasticitet. Forbrugsbestemmelsen kræver derfor kendskab til indkomsterne for alle fremtidige perioder, men i (2.10) kan dette erstattes af en enkelt værdi, Y_d , fordi vi ser på en stationær tilstand. Kapitaliseringsfaktoren gange lønindkomst, ξY_d , kan derfor læses som humankapital eller tilbagediskonteret indkomst. Ud af humankapital og formuen, A , bruges hvert år ψ . Modellen forudsætter et velfungerende kapitalmarked, hvor fremtidig indkomst kan belånes til renten r .

Et væsentligt element i DREAMs forbrugsbestemmelse er sondringen mellem forskellige generationer. Befolkningen opdeles i generationer af familier, og den samlede private forbrugsefterspørgsel findes ved at addere det individuelle forbrug for hver af disse repræsentative familier.⁴ Når forbrugskvoten ud af lønindkomst, $\psi\xi$, er under 1 skyldes det, at forbrugerne skal spare op til alderdommen, mens de er på arbejdsmarkedet. Kapitalindkomsten er rA og forbrugskvoten ud af denne er derfor $\frac{\psi}{r}$. Størrelsen er over 1, fordi pensionister tærer på formuen for ikke at efterlade »for meget« til deres efterkommere. Hverken ψ eller ξ er konstante i DREAM, men afhænger af rente, tidspræference, intertemporal substitutionselasticitet og befolkningens generationssammensætning.

I DREAM-versionen er den disponible lønindkomst

$$Y_d = N \left((1-t)w\ell + (1-t)b(\bar{\ell} - \ell) \right) \quad (2.12)$$

For ADAM gælder (2.12) også, hvis vi indfører en gennemsnitlig arbejdstid som $\ell = \bar{\ell} \frac{\tilde{L}}{N}$.

2.5 Forsyningsbalance

I modellen kan forsyningsbalancen skrives som følger: M er import, E er eksport, C det private forbrug, p_c forbrugerprisindeks, G er den eksogene offentlige efterspørg-

3. I en livsløbsmodel, der er simplere end DREAMs (dvs. en model, hvor agenter levede uendeligt), ville $\psi = r$ og $\xi = \frac{1}{r}$, og relationen ville derfor reducere til $C = (rA + Y_d) / p_c$, altså reelt forbrug lig realindkomst.

4. For en detaljeret gennemgang af familiernes opbygning fra befolkningsstatistikken henvises til Knudsen m.fl. (1998a). I DREAM fastlægges forbrugerne også et niveau for den arv, der forventes sendt videre til næste generation. Der ses bort fra dette her.

sel og I er investeringer. På grund af modellens rekursive struktur er ovenfor allerede bestemt V , K og L . Vi sætter i denne simple model $I = 0$, fordi vi beskriver en stationær tilstand og antager, at nedslidningsraten er 0. Bytteforhold og prisindeks er også bestemt tidligere. Vi kan forsimple forsyningsbalancen til

$$pF(Y(K, L, V)) - p_v V = E_n + p_c C + pG \quad (2.13)$$

hvor $E_n = pE - M$ er nettoeksporten.

2.6 Akkumulationsligninger

Da vi ønsker at beskrive en stationær tilstand, skal de implicitte dynamiske akkumulationsligninger for stockvariable alle lede til et konstant niveau. Dette indebærer: (1) At den private sektors opsparing svarer til reinvesteringerne (der er antaget lig nul) for at sikre, at kapitalapparat og privat formue er konstant, dvs. $p_c C = rA + Y_d$. (2) At betalingsbalancens løbende poster skal være nul for at sikre et konstant niveau af udlandsfordringer, dvs. $0 = rA_F + E_n$. (3) At de offentlige indtægter svarer til udgifterne, så den offentlige gæld, B_g , har et konstant niveau, dvs. $(tw\ell + (t - v) b (\bar{\ell} - \ell) N = bN(\bar{\ell} - \ell) + pG + rB_g$.

2.7 Langsigtsegenskaber i ADAM og DREAM

I den simple repræsentation af langsigtslige vægten i ADAM og DREAM fås som nævnt, at langsigtslige vægten i økonomien bliver udbudsbestemt. Dette svarer til, at modellerne med traditionel makroøkonomisk terminologi er rekursive.

Modellens rekursive struktur har kraftige implikationer. »Strukturpolitik« vedrørende arbejdsmarkedet øger på langt sigt aktiviteten til uændret løn, mens efterspørgselsstød til f.eks. G i ADAM-versionen kun påvirker sammensætningen af vareefterspørgslen, således at den simple modelversion har fuld crowding out på aktivitetsniveauet i langsigtslige vægt. I DREAM-versionen af den simple model betyder aktivitetens negative afhængighed af skattetrykket, at aktiviteten i langsigtslige vægt reduceres ved øget offentligt forbrug (idet en langsigtslig vægt forudsætter, at udgiftsforøgelsen er finansieret).

Den rekursive modelstruktur er en for simpel repræsentation af langsigtslige vægten i ADAM eller DREAM. I begge simulationsmodeller er forudsætningen om den lille åbne økonomi lempet, således at aktiviteten i den indenlandske økonomi påvirker bytteforholdet. Dette er gjort ved anvendelse af den såkaldte Armington modellering af udenrigshandlen (Armington (1969)), hvor de indenlandsk producerede varer betragtes som imperfekte substitutter til varer produceret i udlandet.

Det endogene bytteforhold betyder, at den rekursive struktur i modellen for langsigtslige vægten ændres, og modellen bliver simultan. Efterspørgselspolitik kan derfor potentielt påvirke aktiviteten i langsigtslige vægten, hvis lønkurven ikke er lodret. Den kvantitative betydningen af denne effekt i de to simulationsmodeller er et af emnerne, der søges belyst ved multiplikatoreksperimenter i næste afsnit.

3. Multiplikatorer i de simple modeller samt i ADAM og DREAM

I dette afsnit gennemgås virkningen af hhv. øget offentligt varekøb og et internationalt rentefald. I begge tilfælde antages balanceret offentligt budget periode for periode. I ADAM er finansieringen foretaget via kommuneskatten. I DREAM er det bundskatten, der bruges til finansiering. Modellsimulationerne er lavet på DREAM version forår 2001 og ADAM version maj98.⁵

3.1 Øget offentlig efterspørgsel

Som udledt ovenfor betyder et eksogent bytteforhold, at den simple model i både ADAM- og DREAM-versionen er rekursiv, således at udbudssiden fastlægges før efterspørgselssiden. I denne situation er hovedeffekten af en stigning i det offentlige varekøb i den private sektor, at efterspørgselssammensætningen ændres, fordi offentlig efterspørgsel fortrænger privat forbrug, heraf dog en del importerede forbrugsvarer. Samlet efterspørgsel efter danske produkter stiger derfor »umiddelbart«, men da den samlede produktion er bestemt tidligere i den rekursive struktur, må eksporten give sig tilsvarende.

Løses den simple langsigtsmodel, som er opstillet ovenfor, kan den samlede multiplikator for bruttoværditilvæksten af en permanent stigning i den offentlige efterspørgsel finansieret ved en stigning i arbejdsindkomstskattesatsen t findes. I DREAM-versionen af den simple model fås⁶

$$\left. \frac{dY}{dG} + \frac{dY}{dt} \frac{dt}{dG} \right|_{\Delta B_g=0} = \left((Y'_K k + Y'_L) \frac{dL}{dt} \right) \frac{p}{(w-b)Lx + b\bar{\ell}N} < 0 \quad (3.1)$$

5. For DREAMs vedkommende løses simulationsmodellen frem til økonomien approksimativt er i steady state, der kan sammenlignes med den simple model. For ADAMs vedkommende løses modellen maksimalt i 60 år. Efter denne periode er modellen ikke konvergeret til langsigtslige vægten.

6. Udregningerne af multiplikatorer til dette og næste afsnit (samt multiplikatorer vedrørende en ændring i dagpengesatsen) findes i appendiks til working paper 2000:1 fra Økonomiske Modeller, Danmarks Statistik.

hvor

$$\frac{dL}{dt} = \frac{-\gamma L}{(1-t)} < 0$$

$$x = \frac{(w-b)(1-t-\gamma t) - \gamma b}{(1-t)(w-b)},$$

Med parametrene som anvendes i DREAM gælder, at $0 < x < 1$.

Den direkte effekt på værditilvæksten af en stigning i det offentlige varekøb, $\frac{dY}{dG}$ er 0. Det er således alene finansieringen, der har betydning for det langsigtede niveau af Y . En stigning i skattetrykket målt ved t giver anledning til en multiplikator af en størrelsesorden givet ved udtrykket i parentesens i relation (3.1).

Brøken efter parentesens i relation (3.1) er et mål for, hvor meget skattetrykket skal stige som følge af en stigning i de offentlige udgifter for at holde den offentlige gæld uændret. Denne stigning skal dække dels den initiale stigning i udgifterne og dels den skatteprovenuereduktion, der følger af afledte lavere aktivitet, som skattestigningen giver anledning til.

Tilsvarende kan multiplikatoren på den private sektors formue af den finansierede stigning i det offentlige varekøb findes. I DREAM-versionen bliver den

$$\frac{dA}{dG} + \frac{dA}{dt} \frac{dt}{dG} \Bigg|_{\Delta B_g=0} = \frac{-(1-\psi\xi)}{(\psi-r)} \frac{[(w-b)L + b\bar{\ell}N]p}{[(w-b)Lx + b\bar{\ell}N]} < 0 \quad (3.2)$$

Også for denne multiplikator gælder, at den direkte effekt via stigningen i de offentlige udgifter er 0 ($\frac{dA}{dG} = 0$), idet formuen (for given rente) fastlægges som funktion af produktionen på langt sigt. Modellens rekursive struktur betyder derfor, at det offentlige varekøb ikke direkte påvirker formuen. Men det øgede skattetryk, der finansierer de offentlige udgifter, har en negativ virkning på produktionen og dermed også på formuen. Denne sammenhæng skyldes modellens struktur med overlappende generationer. I en model med uendeligt levende agenter ville effekten på formuen have været 0 i denne stationære tilstand, fordi den permanente skatteforhøjelse reducerer den løbende indkomst med et permanent niveau, og dette indkomsttab fører til en tilsvarende permanent reduktion i forbruget. I en model med overlappende generationer med ujævn indkomst (og forbrug) over livsforløbet bliver sammenhængen mellem mikro-

og makroniveau imidlertid ikke så simpel. Når makroformuen på langt sigt reduceres, skyldes det således, at de gamle forbrugere i økonomien finansierer deres forbrug (delvist) ud af renteindkomst (der antages ikke at blive beskattet) og forbrug af formue. Disse forbrugere påvirkes derfor mindre af skattestigningen på ikke-rente indkomst og reducerer derfor ikke forbruget. Så længe disse generationer er i live, vil makroforbruget derfor ændre sig mindre end makroindkomsten. Det betyder, at makroformuen i økonomien gradvist reduceres i denne periode. Efterhånden som økonomiens agenter udelukkende består af personer, der ikke var i live, da skattestigningen blev introduceret ophører reduktionen i makroformuen, da de nye agenter har tilpasset deres opsparing og forbrug til den nye nettoindkomststrøm.

I relation (3.2) er $\psi\xi$ som nævnt mindre end 1, og $\psi - r$ større end 0, således at den private sektors formue reduceres som følge af det øgede skattetryk.

Da den offentlige sektors gæld er konstant, afhænger effekten på udlandsgælden af, om den lavere private formue modsvares fuldt ud af faldet i kapitalapparatet. Hvis dette er tilfældet, er udlandsgælden uændret. I DREAM er faldet i kapitalapparatet lavere end faldet i den private sektors formue, hvorfor udlandsgælden er vokset (eller udlandstilgodehavendet er lavere). Da økonomien er i en stationær tilstand, må overskuddet på handelsbalancen være lig med rentebetalingerne til udlandet. Det kan deraf slutes, at handelsbalancen er forbedret. Den langsigtede effekt på det private forbrug er derfor, at privatforbruget falder mere end summen af, hvad det offentlige forbrug stiger og værdien af produktionsfaldet. Forklaringen på denne overreaktion i det private forbrug i den stationære tilstand skal findes i forløbet af produktions- og efterspørgselsfaldet over tid: Da makro-privatforbruget falder mere trægt end den løbende nettoindkomst, jf. ovenfor, optræder der midlertidige handelsbalanceforværringer, der gradvist forøger udlandsgælden. Effekten er dog begrænset.

I ADAM-versionen af den simple langsigtsmodel er der ingen effekter på udbudssiden, fordi skattesatsen ingen betydning har for arbejdsudbud. Effekten på formuestørrelser og handelsbalancen afhænger som i DREAM af, i hvilken grad den offentlige efterspørgsel og de tilhørende skattestigninger fortrænger privat forbrug. I ADAM-versionen er forholdet mellem formue og disponibel indkomst konstant i den stationære tilstand, $\kappa = A/Y_d$. Effekten på den private formue kan beregnes til

$$\left. \frac{dA}{dG} + \frac{dA}{dt} \frac{dt}{dG} \right|_{\Delta B_g=0} = - \frac{\kappa}{1 - r\kappa} p < 0 \quad (3.3)$$

Fra dette og $dY_d = dA/\kappa$ er det let at finde effekten på Y_d

$$\left. \frac{dY_d}{dG} + \frac{dY_d}{dt} \frac{dt}{dG} \right|_{\Delta B_g=0} = \frac{\kappa}{1-r\kappa} p < 0 \quad (3.4)$$

Herfra kan effekten på forbruget findes fra stationaritetsbetingelsen $dC = \frac{1}{p_c} dY_d$. Man finder, at

$$\left. \frac{dC}{dG} + \frac{dC}{dt} \frac{dt}{dG} \right|_{\Delta B_g=0} = -\frac{P}{P_c} \frac{1}{1-r\kappa} p < 0 \quad (3.5)$$

Da $r\kappa < 1$ haves, at $-\frac{1}{1-r\kappa} < -1$. Fra relation (3.5) fås derfor, at det private forbrug falder mere end den offentlige efterspørgsel stiger – som i DREAM. Det leder til en forbedring af handelsbalancen, der »bruges til« at betale renter på en større udlandsgæld. Det er det dynamiske forløb, der er »gemt« i ADAMs forbrugsrelation, $C = cY_d^\alpha A^{1-\alpha} / p_c$, stationaritetsbetingelsen $C = Y_d / p_c$ og den dynamiske identitet for formuen (med tidsindeks: $A_t = A_{t-1} + (Y_{d,t-1} - C_{t-1})$), der forklarer dette: Umiddelbart slår de større skatter direkte igennem på Y_d , men i forbrugsrelationen slår dette kun igennem med $c \in (0,1)$ på forbruget. I en periode mindskes den private formue altså og spejlbilledet er, at handelsbalancen og udlandsgæld også forværres i denne periode. I den stationære tilstand er det dette fald i A , der betyder, at den offentlige efterspørgsel mere end fortrænger privat forbrug.

Det er bemærkelsesværdigt, at de to modelleringer af det private forbrug i ADAM og DREAM giver anledning til den samme type mekanisme i forklaringen af langsigtseffekten. I begge tilfælde er forklaringen en mere træg tilpasning i forbruget end i den løbende indkomst.⁷ ADAMs makrorelation kan begrundes ud fra andre motiver (f.eks. forsigtighedsmotivet), men kan således også afspejle et element af aggregering over forskellige generationer af husholdninger.

Det generelle resultat af en permanent forøgelse af det offentlige varekøb, der finansieres løbende gennem højere skatter på arbejdsindkomst er, at der på langt sigt er mere end fuldstændig crowding out af det private forbrug. Årsagen til, at langsigtseffekten på privatforbruget er større end stigningen i det offentlige forbrug er – i begge modeller –, at privatforbruget reagerer mere trægt end indkomsten på kort sigt. I DREAM kommer yderligere en depressiv udbudseffekt fra en lavere produktion som følge af skattetryklets betydning for løndannelsen.

7. Et tilsvarende resultat findes i Christensen (1999), der antager, at en andel af agenterne i DREAM agerer ud fra en »ADAM-forbrugsfunktion« og således ikke optimerer intertemporalt. Heri findes, at DREAM-modellens kvalitative effekter af uannoncerede stød ikke påvirkes, og der findes kun små kvantitative effekter.

Tabel 1. Permanent forøgelse af offentligt forbrug med 1. mia. kr. i 1990-priser.

Afvigelse fra grundforløb i pct.	Model	5	10	20	60	Steady state
Privat forbrug	ADAM	-0,23	-0,15	-0,17	-0,19	–
	DREAM	-0,27	-0,30	-0,33	-0,34	-0,31
BFI real	ADAM	-0,04	0,01	0,00	-0,01	–
	DREAM	-0,03	-0,05	-0,05	-0,05	-0,05
Privat beskæftigelse, indeks	ADAM	-0,04	0,03	0,02	0,01	–
	DREAM	-0,04	-0,04	-0,05	-0,04	-0,04
Privat kapitalapparat	ADAM	-0,01	-0,02	-0,03	-0,04	–
	DREAM	-0,01	-0,02	-0,03	-0,03	-0,03
Fordringer på udland ^(a)	ADAM	0,00	-0,10	-0,10	-0,40	–
	DREAM	0,11	0,12	0,11	0,15	0,21

Ann.: ^(a) Måles som ændring i pct. af BFI i grundforløb.

4. Simulationsresultater for øget offentlig efterspørgsel

I tabel 1 ses, at på langt sigt – efter 60 år – er der (tilnærmelsesvis) ingen effekt på værditilvækst og beskæftigelse af udvidelsen af det offentlige varekøb i ADAM. Der er således tæt på fuld »crowding out« på aktivitetsniveauet også i simulationen med ADAM. Som nævnt ovenfor er ADAM ikke fuldstændig udbudsbestemt på langt sigt, da bytteforholdet i modellen er endogen. Hvis det langsigtede bytteforhold forbedres, fås, at kapitalapparatets usercost falder, fordi kapital er et importtungt gode. Det får den effekt, at produktionen stiger på langt sigt. Når der tilnærmelsesvist ikke er effekter på aktivitetsniveauet, kan man derfor slutte, at der ikke er nogen nævneværdig bytteforholdseffekt.

Den begrænsede bytteforholdseffekt skyldes for det første, at der betragtes en fuldt finansieret udvidelse af den offentlige efterspørgsel og for det andet, at forbrugsfunktionen er homogen af 1. grad i disponibel indkomst og formue. Denne sidste egenskab kan fortolkes som en langsigtet forbrugskvote ud af indkomst på 1. Hvis der ses bort fra forskelle i importtilbøjelighed mellem offentlig og privat efterspørgsel og fra den dynamiske tilpasning, er der således blot tale om, at det private forbrug falder (pga. skattestigningen) svarende til stigningen i det offentlige forbrug. Hermed haves en tredje form for »crowding out«, der skyldes antagelsen om fuld finansiering af de offentlige udgifter (hvilket er nødvendigt for at kunne få en langsigtsligevægt) og forbrugsfunktionens egenskaber.

I DREAM er der negative effekter på værditilvækst og beskæftigelse af udvidelsen af det offentlige varekøb. Dette er helt i overensstemmelse med de analytiske multiplikatorer og skyldes den negative udbudseffekt af det forøgede skatteniveau.

I begge modeller er der en negativ effekt på privatforbruget. Kvalitativt svarer disse resultater til de analytiske resultater udledt ovenfor. Effekten på privatforbruget er no-

get større i DREAM end i ADAM, hvilket kun tildels kan forklares med indkomstvirkningen fra aktivitetsfaldet i DREAM. Den resterende forskel skyldes en negativ kapitaliseringseffekt på værdien af aktiebeholdningen (og dermed formuen), som følge af den permanente reduktion i aktiviteten. Faldet i økonomiens formue leder på sin side til et lavere privat forbrug.

3.2 Et permanent fald i renten

I modellerne betragtes et eksogent permanent fald i den udenlandske rentesats.⁸ Indenlandsk har rentefaldet både effekter på udbuds- og efterspørgselsiden. På udbudssiden betyder den lavere rente, at kapitalens usercost reduceres. Dette øger både kapitalapparatet, K/L -forholdet og aflønningen af arbejdskraft. Derved stiger både beskæftigelsen og (i endnu højere grad) kapitalapparatet. Materialeinputtet trækkes ligeledes op af stigningen i beskæftigelsen. Det betyder, at udbuddet stiger.

I DREAM-versionen af den simple model kan effekten på værditilvæksten af en renteændring, hvor den offentlige sektors saldo er upåvirket, findes som

$$\left. \frac{dY}{dr} + \frac{dY}{dt} \frac{dt}{dr} \right|_{\Delta B_g=0} = (Y'_K k + Y'_L) \left(\frac{dL}{dr} \left| \frac{dL}{dt} \frac{dt}{dr} \right) + LY'_K \frac{dk}{dr} < 0 \quad (3.6)$$

hvor $\frac{dL}{dr} = \frac{dL}{dw} \frac{dw}{dr} < 0$, $\frac{dL}{dt} < 0$, $\frac{dk}{dr} < 0$, $\frac{dt}{dr} > 0$. En lavere rente i DREAM betyder, at k og w vokser. Bruttoværditilvæksten vokser derfor som følge af, at produktionen bliver mere kapitalintensiv samtidig med, at beskæftigelsen stiger, som følge af den øgede gevinst ved at være i beskæftigelse, der følger af lønstigningen. Den øgede aktivitet (og den højere indkomst pr. time) betyder, at skattetrykket kan sænkes, hvilket yderligere betyder, at beskæftigelsen stimuleres. Samlet fås derfor, at økonomien rammes af et positivt udbudchok, når renten sænkes. I multiplikatorudtrykket i relation (3.6) ses alle tre impulser: Først effekten på L (via lønnen) af den lavere rente, dernæst effekten på L af den lavere skattesats og endelig effekten på K/L -forholdet af den lavere rente. Alle tre effekter er positive.

Effekten på formuen i DREAM findes som

$$\left. \frac{dA}{dr} + \frac{dA}{dt} \frac{dt}{dr} \right|_{\Delta B_g=0} = \frac{A}{\psi - r} \left(1 - \frac{1 - \xi r}{1 - \psi \xi} \frac{\partial \psi}{\partial r} - \psi \frac{\psi - r}{1 - \psi \xi} \frac{\partial \xi}{\partial r} \right)$$

8. Et internationalt rentefald vil have aktivitetseffekter i udlandet, og sådanne er ikke med i beregningerne.

$$\begin{aligned}
& + \frac{(1 - \psi\xi)}{\psi - r} L ((1 - t)) \frac{dw}{dr} \\
& - \frac{(1 - \psi\xi)}{\psi - r} ((w - b) L + b\bar{\ell}N) \frac{dt}{dr}
\end{aligned} \tag{3.7}$$

hvor $\frac{\partial\psi}{\partial r} < 0$, $\frac{\partial\xi}{\partial r} < 0$, og hvor vi fra afsnit 3.1 husker, at $\psi > r$, $\psi\xi$, $\xi r < 1$. I relation (3.7) er den analytiske effekt på den private sektors formue ubestemt, fordi der er effekter, der trækker i begge retninger. I de første to linier i udtrykket findes den direkte effekt på formuen af et rentefald. Tredje linie i udtrykket er effekten fra det ændrede skattetryk på formuen.

Den direkte effekt på formuen er sammensat af følgende dele: (1) En effekt som følger af, at renteindkomsten falder for konstant formue og forbrugskvot. I den nye stationære tilstand fører dette isoleret set til et fald i formuen på $\frac{A}{\psi-r}$ (altså første led i multiplikatoren). (2) En effekt som følger af, at forbrugskvoten stiger med lavere rente. Det fører isoleret til et fald i formuen i den nye stationære tilstand på $\frac{-A}{\psi-r} \frac{1-\xi r}{1-\psi\xi} \frac{\partial\psi}{\partial r}$ (andet led i multiplikatoren). (3) En effekt der skyldes, at den lavere rente fører til lavere diskontering og dermed en større permanent indkomst. For given forbrugskvot og given fremtidig indkomst betyder denne diskonteringseffekt, at forbruget stiger og opsparingen falder, således at formuen i den ny stationære tilstand isoleret falder med $\frac{-\psi A}{\psi-r} \frac{\psi-r}{1-\psi\xi} \frac{\partial\xi}{\partial r}$ (tredje led i multiplikatoren). (4) En effekt som skyldes, at den lavere rente fører til højere aflønning og dermed højere disponibel lønindkomst. Da forbrugskvoten ud af lønindkomst er mindre end 1, betyder stigningen, at opsparingen stiger, således at formuen i den nye stationære tilstand isoleret set stiger med størrelsen $\frac{(1-\psi\xi)}{\psi-r} L ((1-t)) \frac{dw}{dr}$ (som er anden linie i multiplikatoren). Endelig følger effekten i sidste linie af, at rentefaldet som nævnt medfører mindre skattesats og derigennem øger disponibel indkomst. Som i den ovenstående effekt fører stigningen i den disponible indkomst til, at formuen i den nye stationære tilstand isoleret set er vokset.

Kvantitativt dominerer de tre første negative effekter på formue af rentefaldet, således at resultatet i DREAM bliver et fald i den private sektors formue på langt sigt.

En intuitiv forklaring på denne formueeffekt kan opnås ved at betragte effekten over tid: Initialt er effekten af et rentefald først og fremmest en kapitalgevinst på aktier (og boliger), idet den lavere rente fører til højere kurs- og ejendomsværdier. De generationer, der har formue på tidspunktet for rentefaldet, bliver derfor øjeblikkeligt rigere. Denne formueeffekt betyder, at forbruget øjeblikkeligt vokser til et højere niveau. Samtidig betyder både den lavere rente og forventningerne om højere fremtidig indkomst for de unge generationer, at de yngre generationer også øger forbruget. Konse-

kvensen er, at forbruget stiger hurtigere end produktionen, der tilpasses gradvist som følge af konvekse kapitalinstallationsomkostninger. Den private sektors formue er dermed faldende over tid. I den nye stationære tilstand har den permanente lavere opsparingskvote betydet, at formuen er reduceret til under det initiale niveau.

Da det indenlandske kapitalapparat samtidig vokser over tid på grund af de reducerede usercosts (og da den offentlige sektor har balanceret budget) haves, at økonomiens nettofordringer på udlandet er faldet. I langsigtslige vægten er der derfor en forbedring af handelsbalancen, der går til at finansiere omkostningerne ved de lavere nettofordringer.

I ADAM-versionen er multiplikatoren for værditilvæksten

$$\left. \frac{dY}{dr} + \frac{dY}{dt} \frac{dt}{dr} \right|_{\Delta B_g=0} = (Y'_L + Y'_K k) \bar{\ell} \frac{d\tilde{L}}{dr} + Y'_K \bar{\ell} \tilde{L} \frac{dk}{dr} < 0$$

Det første led fanger effekten fra større beskæftigelse via lønrelationen, mens sidste led udgør effekten fra større K/L -forhold. Udtrykket er således sammenligneligt med udtrykket fra DREAM (3.6), hvor skatteeffekten på arbejdsudbuddet dog også indgår.

Forbruget påvirkes – som i DREAM-versionen – fordi produktionen stiger og skatterne falder. Effekten på formuen er (κ er formue-indkomstforholdet, og $r\kappa < 1$)

$$\left. \frac{dA}{dr} + \frac{dA}{dt} \frac{dt}{dG} \right|_{\Delta B_g=0} = \frac{\kappa}{(1-r\kappa)} \left(\left[A - \frac{B_g}{(1-r\kappa)} \right] + \bar{\ell} \frac{d(w\tilde{L})}{dr} \right)$$

hvor leddet i hak-parenthesen angiver den direkte effekt på indkomst af renteændringen, dvs. den effekt, der følger af, at f.eks. aflønningen (gennem usercost) af realkapitalen falder, når renten falder. Andet led er effekten fra ændret lønindkomst. Udtrykket er således direkte sammenligneligt med udtrykket for DREAM i (3.7), hvor leddet $\frac{A}{\psi-r}$ svarer til udtrykket i hak-parenthesen, og anden linie i (3.7) svarer til andet led. De led i (3.7), der skyldes den intertemporale optimering hos agenterne i DREAM, genfindes ikke.

Ser vi et øjeblik ikke på steady state, men på det korte sigt, så gælder i den egentlige ADAM-model, at privatforbruget stiger af en grund, der kan sammenlignes med den påvirkning, som renten har på forbruget i DREAM. Rentefaldet presser nemlig kontantprisen på huse opad, og boligformuen indgår i A i relation (2.11). Boligmodellen er ikke med i den lille analytiske makromodel ovenfor.

Tabel 2. Permanent rentenedsættelse på 1 pct.-point.

Afvigelse fra grundforløb i pct.	Model	5	10	20	60	Steady state
Privat forbrug	ADAM	4,61	2,09	-1,15	-2,89	–
	DREAM	4,05	3,71	2,43	-1,99	-3,77
BFI real	ADAM	2,00	0,22	-0,10	1,26	–
	DREAM	0,46	1,21	1,39	0,85	0,64
Privat beskæftigelse, indeks	ADAM	3,02	-0,41	-1,69	0,02	–
	DREAM	0,50	0,50	0,45	0,22	0,15
Privat kapitalapparat	ADAM	1,19	1,29	1,42	1,90	–
	DREAM	1,24	2,32	2,90	2,64	2,53
Fordringer på udland ^(a)	ADAM	-6,00	-9,00	-13,50	-19,30	–
	DREAM	-14,55	-23,00	-34,74	-62,23	-71,84

Anm.: ^(a) Måles som ændring i pct. af BFI i grundforløb.

5. Simulationsresultater for lavere rente

I DREAM er den eksogene nominelle rente sat ned. I ADAM er den nominelle rente endogen, og det er derfor den udenlandske rente, der er sat ned. Den danske rente følger ret snævert den udenlandske i ADAM, så eksperimentet er meget lig eksperiment i DREAM.

Effekten er vist i tabel 2.

På det lange sigt giver de to modeller kvalitativt samme resultater, som også er i overensstemmelse med den analytiske model for bruttoværditilvækst, kapitalapparat, *K/L*-forhold og forbrug. På udbudssiden er der dog forskelle mellem de to modeller, idet *K/L*-forholdet i DREAM stiger mere end i ADAM. Desuden er der en lille absolut stigning i beskæftigelsen i DREAM. At beskæftigelsen stiger mere i DREAM kan til dels forklares med, at skattetrykket falder som følge af den større aktivitet og dermed skatteprovenu, og dette har i DREAM som nævnt en udbudseffekt via lønrelationen. Bytteforholdet forbedres initialt, men falder over tid i begge modeller for at ende med at være forværret. Denne udvikling reducerer gradvist den positive aktivitetsvirkning, fordi det importtunge kapitalapparat derved gradvist stiger i pris.

De to modeller udviser kvalitativt samme dynamiske udvikling i forbruget: Initialt ses en ganske kraftig stigning, der over tid reduceres gradvist, så det private forbrug ender med at være lavere end i den oprindelige stationære tilstand. For ADAMs vedkommende er der i betragteligt omfang tale om samme type mekanisme som i DREAM (hidrørende fra de fremadskuende forbrugere), fordi den lavere rente i ADAM kapitaliseres i en højere kontantværdi på huse på kort sigt. I begge modeller er den kortsigtede forbrugsudvikling derfor drevet af en stigning i værdien af husholdningernes formue, der dog virker på en større del af formuen i DREAM. Det sidste kan sammen med den

større aktivitetseffekt være forklaringen på den længerevarende forbrugsstigning i DREAM.

Forbrugsstigningen indtræder i begge modeller hurtigere end indkomststigningen via udbudseffekten af rentefaldet, og derfor udhules den finansielle formue over tid. Kombineret med en stigning i kapitalapparatet er resultatet, at udlandsgælden bliver forværret i begge modeller i steady state. Men mest klart i DREAM, hvor forbrugernes opsparringstilbøjelighed er ganske påvirkelig af det lavere renteniveau og den heraf følgende lavere gevinst ved opsparing.

6. Konklusion

Sammenligningen af eksperimenter i ADAM og DREAM har vist, at de to modeller har egenskaber, der er kvalitativt og også numerisk sammenlignelige på det lange sigt. Den overordnede konklusion er således, at vurderingen af de langsigtede konsekvenser af den økonomiske politik er relativt ens i ADAM og DREAM. Hovedforskellen på resultaterne er relateret til skatters betydning i de to modeller. I DREAM giver skatte- og afgiftsændringer anledning til et udbudschok. Et sådant udbudstød via ændrede skatter og afgifter findes ikke i ADAM.⁹

På forbrugssiden er der en bemærkelsesværdig overensstemmelse mellem egenskaberne af de to modellers makroforbrugsfunktion, der begge har en træg tilpasning til indkomstændringer på det korte sigt, mens den langsigtede forbrugskvote er 1. I DREAM fremkommer denne makroreaktion som en konsekvens af summen af generationernes forbrugsreaktioner i den overlappende generationsstruktur, mens kortsigtsegenskaberne ved makroforbrugsfunktionen i ADAM er fremkommet ved estimation, og langsigtsegenskaberne er bundet ved den valgte funktionsform.

En central forskel på simulationsmodellerne er, at forventningsdannelsen er forskellig i de to modeller. I DREAM har de rationelle agenter perfekt forudseenhed og forventningsdannelsen er derfor fremadskuende. I ADAM er der principielt adaptive forventninger. Der er dog en vigtig undtagelse i modelleringen af ejerboligmarkedet i ADAM, hvor renteændringer kapitaliseres i prisen på boliger, svarende til hvad der ville ske i en model med fremadrettede forventninger. Denne effekt betyder, at dynamikken i det private forbrug i den simulerede rentemultiplikator er sammenligneligt i de to modeller.

I ADAM fandtes, at der tilnærmelsesvist er fuldkommen crowding out på aktiviteten i langsigtslige vægt ved en finansieret stigning i det offentlige varekøb. Der blev peget på 3 mekanismer til denne crowding out: (1) En stejl lønkurve, som følge af antagelser om substitutionselasticiteter i produktionsfunktionen. (2) Forudsætningerne

9. Man ville have fået samme forskel på eksperimenterne hvis f.eks. momssatsen havde været anvendt som finansieringskilde.

bag den lille åbne økonomi, som betyder, at udbudssiden stort set bestemmes ud fra konkurrencen med udlandet bortset fra en potentiel effekt via bytteforholdet. (3) Bytteforholdet påvirkes kun i begrænset omfang, fordi finansieringen af det øgede offentlige varekøb fortrænger privat efterspørgsel. I DREAM fandtes en negativ aktivitetseffekt pga. skattetryksstigningen.

Rentefaldet genererer i begge modeller et positivt udbudsskock, som øger K/L forholdet i produktionen og derved bruttoværditilvæksten på langt sigt. I DREAM trækker udbudsstødet en stigende beskæftigelse med sig. Dette skyldes til dels, at aktivitetsstigningen giver en stigning i skatteprovenuet, som leder til et lavere skattetryk, hvilket trækker i retning af større beskæftigelse. Forbrugsudviklingen er i begge modeller bestemt af en kraftig kapitaliseringseffekt af rentefaldet på det korte sigt, hvilket leder til en kraftig kortsigtet forbrugsekspansion. Over tid fører dette til en reduktion i den private formue som i DREAM kombineres med en lavere opsparingstilbøjelighed. Dette betyder, at forbruget falder på langt sigt.

Litteratur

- Armington, P. S. 1969. A Theory of Demand for Products Distinguished by Place of Production, *IMF-Staff Papers*, 16, s. 159-78.
- Blanchard, O. og N. Kiyotaki. 1987. Monopolistic Competition and the Effects of Aggregate Demand, *American Economic Review* 77, 4 (sept.), 647-66.
- Christensen, T.Q. 1999. Keynesian Households in DREAM, *Working Paper*, Danmarks Statistik.
- Dam, P.U. 1996. *ADAM, En model af dansk økonomi, Marts 1995*, Danmarks Statistik.
- Hoel, M. og R. Nymoén. 1988. Wage formation in Norwegian Manufacturing, *European Economic Review*, 32, 977-97.
- Knudsen, M.B., L.H. Pedersen, T.W. Petersen, P. Stephensen og P. Trier. 1998a. Danish Rational Economic Agents Model – DREAM, Version 1.2 Working Paper, Danmarks Statistik.
- Knudsen, M.B., L.H. Pedersen, T.W. Petersen, P. Stephensen og P. Trier. 1998b. A CGE Analysis of the Danish 1993 Tax Reform, *Economic Modelling Working Paper series* 1998:6, Danmarks Statistik.
- Mortensen, C. J. 1998. Lidt mere om ADAMs langsigtssegenskaber, *Arbejdsrapport ADAM gruppen*, Danmarks Statistik, (se www.dst.dk/ADAM).
- Pedersen, L. H. og M. Rasmussen. 2000. Langsigtsmultiplikatorer i ADAM og DREAM – en sammenlignende analyse, *Economic Modelling Working Paper Series* nr. 2000:1, Danmarks Statistik.
- Skaarup, M. og J. Hald. 2001. Note om ADAMs strukturledighedsbegreb og relative priser. *Arbejdsrapport* nr. 4, 2001, Finansministeriet.

Crowding out i den færøske økonomi

Magni Laksáfoss

Kimik IT, E-mail: ml@kimik-it.gl

Martin Windelin

Arbejderbevægelsens Erhvervsråd, E-mail: mw@aeraadet.dk

SUMMARY: It is argued that due to a number of special characteristics of the Faeroese economy, the crowding out mechanism has historically been relatively weak on the Faeroe Islands compared to Denmark and may continue to be relatively weak, even though a number of institutional factors have changed in recent years and probably increased the crowding out effect somewhat. Furthermore, we argue that there might not be full crowding out even in the long run. The consequences for economic policy on the Faeroe Islands are briefly discussed.

1. Indledning¹

Det har i mange år været debatteret, hvorvidt den færøske økonomi fungerer grundlæggende anderledes end andre økonomier, f.eks. den danske. Svaret på dette spørgsmål afhænger selvfølgelig af, hvad man lægger i udsagnet om, at en økonomi »funktionerer grundlæggende anderledes«. Der vil i det følgende blive gennemgået en række argumenter for, at crowding out mekanismen i den færøske økonomi er forholdsvis svag og væsentlig svagere end i f.eks. Danmark. Endvidere vil der blive argumenteret for, at der muligvis selv på længere/langt sigt ikke er fuld crowding out i den færøske økonomi, sådan som det vurderes at gælde for dansk økonomi, jf. ADAM (1995) og SMEC (1994). Den svagere crowding out på Færøerne skyldes en lang række særegne færøske forhold, som gør, at den færøske økonomis virkemåde på en lang række områder adskil-

1. Artiklen er skrevet på grundlag af forfatternes fælles kandidatafhandling, hvor modellen EMFI (*Economic Model of the Faroe Islands*) blev udviklet og dokumenteret, jf. Laksáfoss og Windelin (1998). Som led i modelarbejdet er en række af de teoretiske overvejelser, modellens hovedtræk og foreløbige simulationsresultater blevet diskuteret på Færøerne med repræsentanter fra Færøebanken, Færøernes Sparekasse, Landsbanken, Færøernes Statistik, Det Økonomiske Råd på Færøerne og Landsstyret og vi har modtaget værdifulde kommentarer herfra. Det samme gælder i Danmark for vores møder med Det Rådgivende Udvalg vedrørende Færøerne samt ved en præsentation på Handelshøjskolen i København. En tidligere version af denne artikel er desuden blevet fremlagt og diskuteret på Dansk Økonometrisk Selskabs møde, maj 2000. Professor Erik Gørtz fra Økonomisk Institut ved Københavns Universitet var vejleder på kandidatafhandlingen. Vi er ham taknemmelig for værdifulde råd og kommentarer. Vi vil også gerne takke de mange andre personer, herunder referees, som på forskellig vis har bidraget til modelarbejdet og artiklen. Forfatterne er alene ansvarlig for eventuelle fejl og mangler.

ler sig markant fra en mere »normal« økonomi som den danske. Om man så vil karakterisere denne anderledes virkemåde som grundlæggende anderledes, er mere en temperamentsag.

En diskussion af størrelsen og hastigheden af crowding out er interessant både ud fra en teoretisk synsvinkel og en mere praktisk økonomisk-politisk synsvinkel. Traditionel lærebogsteori om de makroøkonomiske virkninger af f.eks. længerevarende finanspolitiske lempelser er, at på kort sigt vil lempelsen medføre en ekspansion af den økonomiske aktivitet i samfundet, men at længerevarende lempelser på sigt ikke har nogen positive effekter på den økonomiske aktivitet i samfundet. Der antages således normalt fuld crowding på langt sigt.² Begrebet crowding out effekt (fortrængningseffekt på dansk) dækker her over, at en initial stigning i efterspørgslen – f.eks. en finanspolitik lempelse – med tiden fortrænger andre efterspørgselskomponenter. Fuld crowding out indebærer således en fuld fortrængning af den initiale stignings ekspansive effekter på økonomien.

Ud fra en mere praktisk økonomisk-politisk synsvinkel kan det være rart at have en ide om, hvordan økonomisk politik virker på kortere og længere sigt på centrale makroøkonomiske variable. Hvor kraftige og hvor langvarige effekter vil en stigning i den offentlige sektors forbrug have? Vil et mindre offentligt forbrug som følge af nedtrapninger i den danske blokstøtte have nogle langsigtede konsekvenser for den samlede økonomiske aktivitet på Færøerne, eller vil det ikke?

Under arbejdet med at udvikle og estimere EMFI, som er den første egentlige makroøkonometriske model af den færøske økonomi, var artiklens forfattere igennem en lang række overvejelser om den færøske økonomis funktionsmåde, herunder også hvilke og hvor kraftige crowding out mekanismer, man kunne formode eksisterer i den færøske økonomi. Det oprindelige udgangspunkt var, at crowding out effekterne var af nogenlunde samme størrelse som det vurderes at gælde for dansk økonomi i ADAM (1995) og SMEC (1994). De teoretiske overvejelser og empiriske arbejde under udviklingen af EMFI har imidlertid ændret vores syn herpå.

I afsnit 2 analyseres det, hvorfor løn crowding out mekanismen på Færøerne må forventes at være væsentligt svækket, som følge af en lang række specielle færøske forhold. I afsnit 3 diskuteres mulighederne for crowding out gennem en række andre kanaler i færøsk økonomi. I afsnit 4 beskrives kort data- og modelarbejdet bag EMFI, hvorefter den i EMFI empirisk modellerede crowding out af en permanent stigning i det offentlige varekøb sammenlignes med den i SMEC (1994) og ADAM (1995). I af-

2. Hvor mange år »langt sigt« i denne sammenhæng er, kan diskuteres. Teoretisk og i lærebøgerne defineres det til at være så lang tid det tager før økonomien er tilnærmelsesvis i ligevægt igen efter et stød, dvs. det kan i teorien være alt fra 1, 10, 100, 1000 eller uendelig mange år. Praktikere vil måske mene, at hvis der ikke er tilnærmelsesvis fuld crowding out efter omkring 25-30 år, så kan man med en vis ret tale om, at der ikke er fuld crowding out på lang/længere sigt.

snit 5 diskuteres nogle få aspekter af betydningen for økonomisk politik af svag crowding out på Færøerne. I afsnit 6 gives en perspektivering af de fremførte synspunkter og i afsnit 7 er en kort sammenfatning af artiklens hovedsynspunkter.

2. Løncrowding out mekanismen i den færøske økonomi

Crowding out kan forekomme via forskellige mekanismer eller kanaler. Løn crowding out mekanismen vurderes traditionelt at være langt den kraftigste og mest betydningsfulde form for crowding out. I det følgende vil der blive redegjort for, hvorledes denne mekanisme virker på de forskellige erhverv i den færøske økonomi.

Løn crowding out mekanismen antages som regel at fungere således. En aktivitetsstigning i økonomien (f.eks. via en finanspolitisk lempelse) vil øge produktionen og dermed efterspørgslen efter arbejdskraft, hvilket vil presse lønningerne opad. Dermed øges lønomkostningerne ved indenlandsk produktion, hvilket øger prisen på indenlandsk producerede varer, hvorved konkurrenceevnen i udenrigshandelen forværres. Følgelig antages eksporterhvervenes produktion at falde, da man ikke kan sælge så meget som før på de udenlandske markeder pga. forringet konkurrenceevne. De importkonkurrerende erhvervs produktion antages også at falde, da køberne til denne produktion vil substituere bort fra den indenlandsk fordyrede produktion og i stedet importere fra udlandet. Denne mekanisme kaldes løn crowding out, da den oprindelige stigning i f.eks. offentligt forbrug/aktivitet via en lønstigning fortrænger den private sektors aktivitet i de eksporterende og importkonkurrerende erhverv.

2.1 Løn crowding out gennem de færøske eksporterhverv

Den færøske eksport kommer næsten udelukkende fra fiskesektoren, idet fisk og fiskeprodukter udgør mere end 90% af den samlede eksportværdi. Salget af fisk og fiskeprodukter er således den kilde, hvorigennem Færøernes relativt store import finansieres.³ Konjunkturerne i den færøske økonomi afhænger i høj grad af udviklingen i fiskesektoren, som består af fiskeri, fiskeforarbejdning og havbrug. Økonomien beskrives derfor også ofte som en monoøkonomi baseret på én naturressource, nemlig fisk. Fiskesektorens centrale betydning for den færøske økonomi ses bl.a. af, at den udgør 25-30% af BFI. Heraf udgør fiskeriet omkring 2/3, mens havbrug og fiskeforarbejdning udgør resten. Endvidere har fiskesektoren store afledte efterspørgselsvirkninger på resten af økonomien. Det sker dels via fiskesektorens efterspørgsel efter varer og tjenester fra hjælpeindustrier, der leverer til fiskesektoren og dels via husholdningernes forbrug, som afhænger af indkomstkabelsen i fiskesektoren og hjælpein-

3. Eksport- og importkvoterne defineret som andel af BNP har historisk svinget en hel del, men set over de sidste 30 år har de gennemsnitligt været ca. 42%. Færøerne er således en mere åben økonomi end den danske, hvor eksport- og importkvoterne er omkring 30%.

dustrierne. Gørtz-rapportens vurdering af fiskesektorens samlede direkte og indirekte andel af BFI var 50-60%, jf. Gørtz m.fl. (1994), s. 41.

Samspillet mellem fiskesektorens og de øvrige erhvervs produktion kan siges at være monokausal i den forstand, at fiskesektorens produktion har store afledte efterspørgselsvirkninger på de øvrige sektorer, mens de øvrige erhvervs produktion ikke har nogen efterspørgselsvirkning på fiskesektorens produktion, som næsten udelukkende går til eksport – kun en meget beskedent del går til færingerne eget forbrug.

I *fiskeriet* aflønnes arbejdskraften ved, at lønnen (hyren) udgør en fast andel af salgsværdien af fangsten. I visse typer fiskeri udgør hyren en fast andel af bruttofortjenesten, dvs. at råvareudgifterne til proviant, olie mv. er trukket fra salgsværdien inden aflønning. Hyren er således principielt uafhængig af lønudviklingen på land og kun afhængig af fangstprovenuet, dvs. fangstmængden og fiskeprisen og i visse typer fiskeri priserne på proviant, olie mv. Dermed er løn crowding out mekanismen praktisk talt ikke eksisterende i fiskeriet.

Der kunne tænkes en påvirkning fra lønudviklingen på land ved eksempelvis, at hyreandelen presses op, hvis lønningerne stiger på land. Imidlertid taler den historiske erfaring imod, at dette sker. Hyreandelene inden for den enkelte fiskerigruppe, f.eks. trawlerne, stålinskibene, kutterne etc., har i den historiske periode været konstante over tid. Den væsentligste forklaring på dette er, at hyren stort set altid har ligget over landlønnen, hvilket vil sige, at samme arbejdskraft har kunnet opnået en større indtjening ved arbejde på havet end på land. For de grupper, hvor hyren på enkelte fisketure har ligget på linje med eller under landlønnen, er der indført regler om bl.a. mindsteløn. Mindstelønsordningen sikrer, at fiskerne på hver enkelt fisketur altid som minimum får en hyre svarende til en ufaglært arbejderløn på land. Konsekvensen er, at presset for højere hyreandel er begrænset, og at incitamentet til at søge over i andre erhverv end fiskeriet er beskedent, selv når lønningerne på land stiger væsentligt.

Samlet set vurderes det, at en aktivitetsstigning i økonomien med deraf følgende lønstigninger på land ikke øger lønomkostningerne i fiskeriet og påvirker dermed ikke konkurrenceevnen i fiskeriet i nævneværdigt omfang. Derfor må der forventes en meget beskedent løn crowding out gennem fiskeriet.⁴

Støtteordningerne er endvidere med til at fastholde arbejdskraft på havet, som mere hensigtsmæssigt kunne have været anvendt på land. Dette øger isoleret set lønpresset på land og dermed crowding out mekanismen her, af f.eks. en ekspansiv finanspolitik.

I *fiskeforarbejdningen* giver lønstigninger større forarbejdningssomkostninger og kan tænkes at medføre en mindre forarbejdningsgrad af fisk og større salg af råfisk, da fiskeforarbejdningen traditionelt er meget arbejdskraftintensiv. Denne substitution

4. Det er dog klart, at en lønstigning på land vil medføre, at vare- og tjenestekøbet bliver dyrere for fiskeriet. Bl.a. må man forvente, at en reparation på et skibsværft bliver dyrere efter en lønstigning.

over imod mindre forarbejdede fisk/råfisk, reducerer værditilvæksten i fiskeforarbejdning og vil reducere den samlede værditilvækst fra fiskeri og fiskeforarbejdning. Denne mekanisme trækker i retning af en mærkbar løn crowding out gennem fiskeforarbejdningen. Historisk set har denne mekanisme dog delvis været sat ud af kraft pga. en række forhold, herunder rationerede tilførsler af råfisk, central styring af produktmikset og Råfiskefonden.

En vigtig faktor har været, at fiskeforarbejdningen i den historiske periode var rationeret af fangstmængden, som færøske fiskere kan indhandle til filetfabrikkerne. Dvs. den ønskede produktion i filetfabrikkerne var større end den faktiske produktion. Denne rationering skete pga. det af naturforhold, fiskekvoter mv. bestemte fiskeri samt en politisk støttet opretholdelse af et stort antal filetfabrikker. Da kapaciteten og den ønskede produktion på filetfabrikkerne var større end den indhandlede mængde råfisk, medførte en lønstigning et fald i den ønskede produktion, men ikke i den faktiske produktion. Dvs. at en stigning i lønomkostningerne ikke havde betydning for produktionsomfanget, da det primært var fangstmængden, der kom til at bestemme produktionsomfanget i fiskeforarbejdningen. Dette taler isoleret set imod, at der skulle eksistere en væsentlig løn crowding out igennem fiskeforarbejdningen.

Filetfabrikkerne har overvejende produceret lavt forarbejdede varer, hvilket ofte begrundes med et relativt højt lønniveau på Færøerne. Dette synspunkt understøtter den hypotese, at der har eksisteret en kraftig løn crowding out påvirkning af produktionen på filetfabrikkerne. Imod dette taler dog, at der også historisk set har været en central styring af produktionen gennem et monopolistisk salgsled. Den centrale salgsorganisation har dikteret hvilke produkter, der skulle produceres ud fra hvilke produkter, den mente kunne sælges. Denne centrale styring af produktionen er blevet kritiseret for at have været meget konservativ og for at have alt for meget inert i produktmikset, så dette ikke blev ændret ved ændret efterspørgsel og ændringer i den relative pris på kapital og arbejdskraft. Såfremt dette er den reelle forklaring på produktmikset, må man forvente, at lønnen historisk set ikke har påvirket fiskeforarbejdningen i nævneværdigt omfang. Det er dog uafklaret, hvorvidt det er lønnen eller salgsledet, som har medført det historiske produktmiks. I dag er salgsledet ikke monopolistisk og produktmikset er mere markedsorienteret og væsentligt ændret imod en større forarbejdningsgrad.

Råfiskefonden blev oprettet midt i 70'erne som en udligningsfond, som skulle sikre fiskerne stabile fiskepriser. Fiskerne skulle betale ind til fonden, når fiskepriserne var høje og få penge ud af fonden når fiskepriserne var lave. Det skete ved, at fiskepriserne blev fastsat centralt og justeret hver tredje måned. Endvidere blev fonden udvidet til også at omfatte en tilskudsordning til filetfabrikkerne. Herved kom filetfabrikkerne til

at betale mindre for fisken, end fiskerne modtog. Forskellen blev finansieret af landskassen.

Prisen, som filetfabrikkerne skulle betale for fisken, kom til at afhænge af en række forhold, herunder arbejderlønnen på land. En lønstigning på land ville derfor pr. automatik medføre et øget tilskud til filetfabrikkerne via en nedsættelse af fiskepriserne. Herved blev den negative påvirkning på filetfabrikkerne af en lønstigning fjernet hurtigt og effektivt, hvilket hindrede eller midskede løn crowding out gennem fiskeforarbejdningen.

Råfiskefonden blev afskaffet i starten af 90'erne, hvorfor man isoleret set må forvente, at løn crowding out mekanismen gennem fiskeforarbejdningen er betydelig kraftigere i dag end dengang. Imod dette taler, at der er sket omfattende ændringer i strukturen i fiskeforarbejdningen på Færøerne over imod en mere kapitalintensiv produktion, hvorved lønomkostningerne udgør en mere beskedne del af de samlede produktionsomkostninger, hvilket isoleret set trækker imod en svagere løn crowding out mekanisme.

I *havbruget* vil lønstigninger øge omkostningerne ved opdræt, hvilket kan tænkes at reducere produktionsomfanget. Der vurderes at eksistere en vis løn crowding out effekt gennem havbruget. Crowding out effekten er dog nok relativt beskedne, idet erhvervet er meget kapitalintensivt. Havbruget har i den historiske periode været i opbygningsfasen og i kraftig vækst, hvilket gør det svært at vurdere virkningerne på erhvervet ved givne ændringer i de underliggende faktorer.

Eksportprodukternes prisfølsomhed spiller ligeledes en rolle for størrelsen af crowding out effekterne. Såfremt eksportprodukterne er meget prisfølsomme, vil øgede lønomkostninger i højere grad kunne overvælttes i salgsprisen, end hvis eksportprodukterne er meget prisfølsomme. Det vurderes, at de færøske eksportprodukter generelt er meget prisfølsomme, da fiskeprodukter har forholdsvis mange substitutvarer. De mere forarbejdede fiskeprodukter forventes at være relativt mindre prisfølsomme end råfisken, hvorfor nutidens eksportproduktmiks må være mindre prisfølsomt end i den historiske periode.

Den færøske eksports høje prisfølsomhed betyder, at en stigning i lønomkostningerne vil medføre en større reduktion i produktionen, end hvis prisfølsomheden havde været mindre. Eksportens høje priselasticitet trækker derfor isoleret set i retning af større løn crowding out effekter.

Desuden må der vurderes at eksistere løn crowding out gennem *tjenesteeksporten*, som i alt væsentligt er turismeindtægter. Her eksisterer en vis crowding out, som afhænger af, hvor følsomt turismeomfanget er overfor prisniveauet på Færøerne. Effekten på den samlede crowding out er under alle omstændigheder lille, pga. turismens relativt beskedne omfang.

Alt i alt vurderes det dog, at den samlede løn crowding out gennem eksporterhvervene er væsentlig mindre i forhold til i Danmark, som følge af de specielle forhold i den dominerende fiskesektor som udgøres af fiskeri, fiskeforarbejdning og havbrug.

2.2 Løn crowding out gennem de færøske importkonkurrerende erhverv

En stor import er nødvendig for den færøske økonomi, da en lang række varer ikke er hensigtsmæssige/mulige at producere på Færøerne. Det skyldes bl.a. udbredt mangel på en række inputs (som følge af mangel på råstoffer som f.eks. træer og mineraler, dårlig jordbonitet, oceanisk klima, mangel på specialiseret arbejdskraft mv.), samt et lille hjemmemarked og mangel på stordriftsfordele mv., som gør en række varer umulige eller helt urealistisk dyre at producere på Færøerne.

Importkonkurrerende produktion er derfor også meget mindre udbredt end i f.eks. Danmark, hvilket ses af, at hovedparten af færingernes forbrug af fødevarer, beklædning, husholdningsartikler, hvidevarer mv. er importeret, ligesom størstedelen af erhvervenes maskiner, råvarer og halvfabrikata er importeret og ikke produceret på Færøerne.

Løn crowding out gennem de importkonkurrerende erhverv forudsætter, at der er reel mulighed for substitution mellem indenlandsk og udenlandsk producerede varer. Den forholdsvis ringe udbredelse af importkonkurrerende erhverv på Færøerne reducerer imidlertid mulighederne for en sådan substitution. Mange varer er man simpelt hen *nødt* til at importere fra udlandet, fordi varerne ikke er mulige/rentable at producere på Færøerne. Der må således formodes at eksistere en vis løn crowding out gennem importkonkurrerende erhverv på Færøerne, men samlet set ikke nær så kraftig som i Danmark.

2.3 Virkningen af den store offentlige sektor

Det årlige bloktilskud fra Danmark på i øjeblikket lidt under 1 mia. kr. har sammen med den danske stats øvrige udgifter til en række statsinstitutioner og pensioner på godt 300 mio. kr. været med til at skabe en stor offentlig sektor på Færøerne. Uden dette store bidrag på i alt 1,3 mia. kr. om året fra den danske stat må den offentlige sektors størrelse forventes at have været væsentligt mindre. Bidragets størrelse i procent af det færøske BFI har som gennemsnit over de sidste fem år være omkring 20 pct.

Ovenfor blev det nævnt, at fiskesektorens betydning inklusiv følgevirkninger blev vurderet til 50-60% af økonomien. Der er ingen tvivl om, at blokstøttens direkte og indirekte andel, via den offentlige sektor, udgør en betydelig andel af de resterende 40-50%. Den relativt store offentlige sektor er med til at begrænse den samlede løncrowding out, idet dette medfører, at en forholdsvis stor del af produktionen i økonomien ikke bliver fortrængt via løn crowding out mekanismen.

2.4 Clearing af arbejdsmarkedet via befolkningsvandringerne

Færøerne kendetegnes ved betydelige og konjunkturafhængige vandringer mellem Færøerne og omverdenen. Ind- og udvandring spiller en langt større rolle for færøsk økonomi end i dansk økonomi. Således var der i de gode år i starten af 1980'erne nettoindvandring til Færøerne, mens der siden slutningen af 1980'erne og frem til 1995 var en meget kraftig nettoudvandring på grund af den økonomiske krise, som reducerede befolkningstallet med ca. 10%. Siden 1996 har der igen været positiv nettoindvandring, hvilket afspejler den forbedrede økonomiske situation på Færøerne. En væsentlig del af vandringerne udgøres af indfødte færinger. Se i øvrigt Laksáfoss (1997) for en nærmere beskrivelse af de demografiske forhold på Færøerne.

De konjunkturafhængige befolkningsvandringer til og fra Færøerne udgør en meget vigtig og central mekanisme, der modvirker crowding out effekten og som i sig selv kan medføre at der ikke er fuld crowding out på lang sigt. Eksempelvis vil en kraftig finanspolitisk ekspansion forbedre beskæftigelsesmulighederne og i et vist omfang øge lønningerne i den landbaserede økonomi. Dette vil resultere i befolkningsindvandring. Indvandringen reducerer/modvirker lønstigningerne og den heraf afledte løn crowding out effekt samtidig med, at mængden af produktive ressourcer er forøget på Færøerne. Et fortænkt eksempel kunne være, at man førte ekspansiv finanspolitik for at øge beskæftigelsen med 1.000 personer, hvilket blev modsvaret af en tilsvarende indvandring på 1.000 arbejdsdygtige personer. I dette tilfælde ville den finanspolitiske ekspansion ikke afføde lønstigninger, hvorved løn crowding out effekten ville være nul og den samlede løn crowding out effekt i økonomien derfor ville være uhyre beskednen (om nogen overhovedet). I virkelighedens verden er mekanismen mere kompliceret og det er heller ikke sikkert, at der vil være en 1:1 indvandring. Men den konjunkturafhængige indvandring spiller helt sikkert en væsentlig rolle for crowding out effekterne og for de kort- og langsigtede virkninger af økonomisk politik.⁵

Fordi vandringerne og dermed det færøske arbejdsudbud er afhængig af det økonomiske aktivitetsniveau mindskes løn crowding out mekanismen herved. Tillige ændrer vandringerne mængden af de produktive ressourcer, hvorfor der ikke kan forventes at være fuld crowding out på lang sigt. Der er således permanente effekter af økonomisk politik.

3. Andre crowding out mekanismer i færøsk økonomi

Udover løn crowding out kan der også komme en vis crowding out via rentefølsom

5. Hertil kommer, at i den udstrækning, at der eksisterer en discouraged worker effect på Færøerne, hvor personer i den potentielle arbejdsstyrke ikke melder sig på arbejdsmarkedet, når beskæftigelsesmulighederne er ringe (og/eller lønniveauet er for lavt), men kun gør det under gode konjunkturforskel, så vil dette trække i samme retning som indvandring, dvs. reducere crowding out mekanismen.

efterspørgsel (rente crowding out), substitution mellem arbejdskraft og andre produktionsfaktorer, samt ændringer i virksomhedernes mark-up. Samlet set vurderes disse andre former for crowding at være relativt begrænsede på Færøerne, i hvert fald historisk set.

3.1 Rente crowding out

Rente crowding out kan ske i det omfang, at en aktivitetsstigning i økonomien medfører en stigning i renten. Enten som følge af knaphed på finansiel kapital eller som følge af, at aktivitetsstigningen kan medføre betalingsbalanceunderskud, større udlandsgæld og stigning i inflationsforventninger. Risikopræmien (merrenten) på at holde fordringer på færøsk økonomi stiger som følge heraf. Den øgede rente medfører større kapitalomkostninger og forårsager derved crowding out gennem udenrigshandelen pga. forringet konkurrenceevne, lavere erhvervsinvesteringer samt lavere boliginvesteringer og privat forbrug, da rentefaldet vil give fald i kontantpriserne, hvilket reducerer folks boligformue, hvilket alt andet lige reducerer det private forbrug.

Selvom Færøerne har fælles valuta med Danmark udgør det færøske penge- og kapitalmarked et særligt delsystem indenfor det samlede danske penge- og kapitalmarked. Der er lovbundne begrænsninger på kapitalbevægelserne mellem Færøerne og udlandet, hvilket, sammen med begrænset indenlandsk konkurrence på det finansielle marked, har medført, at det færøske renteniveau ikke har været påvirket af ændringer i internationale konjunkturer og det indenlandske aktivitetsniveau, idet renteniveauet har været næsten konstant i lange delperioder samtidig med, at aktiviteten har fluktueret meget kraftigt. Dette har vigtige implikationer for rente crowding out mekanismen, for når renteniveauet ikke påvirkes af aktivitetsændringerne, sættes rente crowding out mekanismen ud af kraft.

Man kan således konkludere, at selv om man ikke kan afvise, at der eksisterer en vis rente crowding out i den færøske økonomi (gennem de udenlandske lånoptagelser), er denne mekanisme betydelig svagere på Færøerne end i andre økonomier. Forklaringen må formodes at være en begrænset indenlandsk konkurrence på det finansielle marked samt lovmæssige begrænsninger på kapitalbevægelserne.

Hertil kommer virkningerne af den danske stats (implicitte) garantier for den færøske offentlige sektors udenlandske lånoptagelse. Dette har reduceret og muligvis elimineret risikopræmien på denne lånoptagelse. De danske statsgarantier er nu ophevet, hvilket må formodes at påvirke rente crowding out effekten.

3.2 Kapital-arbejdskraft substitution

Crowding out via substitution mellem arbejdskraft og andre produktionsfaktorer

kan forekomme i den udstrækning, at lønnen stiger kraftigere end renten ved en aktivitetsstigning og medfører, at man i produktionen substituerer væk fra arbejdskraft over mod større anvendelse af kapitaludstyr, da den relative faktorpris (løn ift. rente) er steget. Substitutionen mellem arbejdskraft og andre produktionsfaktorer kan have en vis betydning for crowding out effekterne målt på beskæftigelse/ledighed, mens disse substitutionseffekter spiller en mindre væsentlig rolle for crowding out målt på produktionsomfanget.

3.3. Mark-up

Crowding out via ændringer i virksomhedernes mark-up kunne tænkes at forekomme i den udstrækning, mark-up'en er konjunkturmedløbende, pga. kapacitets- og konkurrentpriseffekter. Stigningen i virksomhedernes mark-up vil i så fald øge priserne på indenlandsk producerede varer og vil derigennem reducere konkurrenceevnen i udenrigshandelen. Undersøgelser i ADAM (1995), s. 164-70, viser imidlertid, at disse effekter i Danmark er så små og kan antages kun at vedrøre det korte sigt (da mark-up'en på langt sigt er fast, givet af konkurrenceforholdene), at man kan se bort fra disse effekter i den samlede models egenskaber på aggregeret niveau. På denne baggrund synes det rimeligt at se bort fra eventuelle crowding out effekter på Færøerne gennem ændringer i markup'en.

4. Data- og modelarbejdet bag EMFI

Inden betydningen af den svage crowding out for økonomien og for den økonomiske politik vurderes, vil den færøske crowding out blive belyst gennem en modelkørsel med EMFI. Først gives en kort introduktion til arbejdet med EMFI, herunder datamaterialet, hvorefter resultaterne fra EMFI vil blive sammenlignet med tilsvarende kørsler med ADAM og SMEC. Herved vil forskellen mellem den færøske og de danske modeller blive illustreret.

4.1 Datamaterialet

Inden udviklingen af den økonometriske model EMFI kunne påbegyndes, var det nødvendigt at indsamle og bearbejde et omfangsrigt datamateriale, idet statistikgrundlaget for den færøske økonomi må beskrives som usikkert og mangelfuldt. Der har således ikke eksisteret konsistente nationalregnskabstidsserier og nationalregnskabet har kun foreligget i løbende priser. Det har betydet, at der har ligget et stort arbejde i at udarbejde et konsistent og ensartet opgjort nationalregnskab for perioden 1962-96, og at en deflatering af dette har måttet gennemføres, før modelarbejdet kunne påbegyndes. De til modellen anvendte talserier stammer eller er beregnet ud fra det meget omfat-

tende statistiske materiale, samlet i databasen MAGDA, som p.t. indeholder data for ca. 10.000 variable.⁶

De sammenhængende tidsserier bag EMFI har mange svagheder og store usikkerheder. Dette har selvfølgelig konsekvenser for det økonometriske arbejde og validiteten heraf. Det må imidlertid fremhæves, at materialet udgør det hidtil eneste sammenhængende datamateriale med økonomiske tidsserier for perioden 1962-96.

4.2 Modellen

EMFI består af i alt 85 ligninger, heraf 18 estimerede. Det samlede antal variable er 146. Heraf bestemmes de 85 altså endogent i modellen, mens de resterende 61 variable skal fastlægges eksogent. Modelsimulationer med EMFI kan foretages på en almindelig PC ved hjælp af programmet AREMOS.

I modelarbejdet er der, både hvad angår teori og estimationsteknik, skelet en del til de danske modeller, men på grund af datamangel og Færøernes væsentligt anderledes økonomiske struktur, har det ikke altid været muligt eller hensigtsmæssigt at anvende samme tilgang som i de danske modeller. Dette gælder især for modelleringen af udbudssiden i økonomien. De indenlandske efterspørgselskomponenter er i vid udstrækning modelleret med samme teoretiske grundlag og estimationsteknik som i de danske modeller, dvs. estimation af kointegrationsrelationer med tilpasning via fejlkorrektion. De mange teoretiske overvejelser og det omfattende empiriske arbejde bag de 18 estimerede ligninger kan ikke beskrives tilfredsstillende inden for rammerne af denne artikel, hvorfor dette er undladt, jf. Laksáfoss og Windelin (1998) for en udførlig dokumentation.

4.3 Crowding out i EMFI set i forhold crowding out til ADAM og SMEC

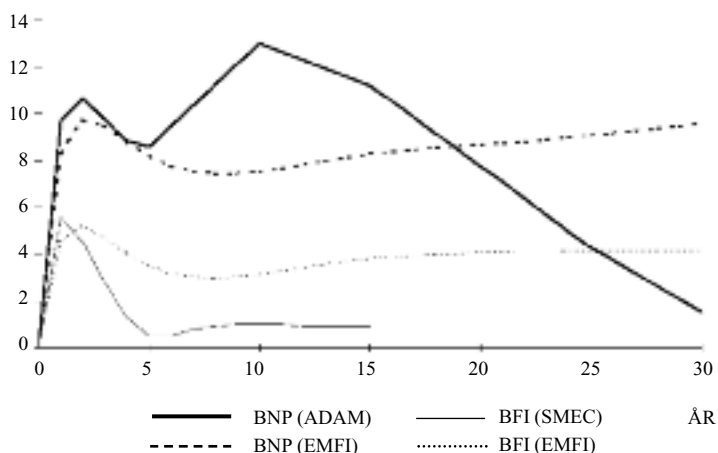
Konklusionen om den relativt svage crowding out i færøsk økonomi i forhold til dansk økonomi kan illustreres ved at sammenligne EMFIs multiplikatorer med ADAMs og SMECs. Her ses kun på multiplikatorerne i offentlig varekøbseksperimentet i de tre modeller, da det betragtes som standardeksemplet på ekspansiv finanspolitik og også benyttes som hovedeksemplet til at illustrere de danske økonometriske modellers grundlæggende egenskaber.⁷

Crowding out kan måles på forskellige variable såsom beskæftigelse, ledighed, efterspørgslen eller produktionsomfanget. I ADAM måles den på beskæftigelsen, i

6. MAGDA er en forkortelse for *Magnis database*. Udarbejdelsen af denne database blev foretaget af Magni Laksáfoss, inden forfatterens fælles modelbygning og specialeskrivning påbegyndtes. Datamaterialet er udarbejdet med støtte fra Færøernes Statistik og Landsbanken. Efterfølgende er materialet overtaget af disse institutioner.

7. Jf. ADAM (1995), s. 215-27 og SMEC (1994), s.120-29.

Mio. 1980-kr.



Figur 1. Effekten af en permanent forøgelse af det offentlige varekøb med 10 mio. kr.

SMEC som udgangspunkt⁸ på ledigheden, men også BFI, mens Andersen (1989) og Dalhoff&Grell (1989) ser på effekterne på privat efterspørgsel. Formålet er at finde ud af hvilke og hvor kraftige og langvarige effekter, eksempelvis ekspansiv finanspolitik har på den økonomiske aktivitet i samfundet.

I EMFI er der valgt at måle crowding out effekten på produktionen målt ved samlet BFI i økonomien. Valget skyldes især det rent praktiske forhold, at der ikke blev lavet opgørelser over beskæftigelse og ledighed før 1991, hvorfor disse variable ikke indgår i EMFI, og at det derfor ikke er praktisk muligt at »måle« crowding out i EMFI, som i ADAM og SMEC. Derfor sammenlignes de tre modelleres crowding out effekt ud fra effekten på produktionen. Imidlertid indeholder ADAM (1995) kun BNP som produktionsmål i dens multiplikortabeller, mens SMEC (1994) kun har BFI i dens multiplikortabeller. I figur 1 er det derfor multiplikatorvirkningen på BNP for ADAM, på BFI for SMEC og for både BFI og BNP for EMFI, der sammenlignes.

I figur 1 vises offentlig varekøbsmultiplikatorerne i ADAM, SMEC og EMFI. At der vises beregningsresultater for helt op til 30 år skal ikke tages som udtryk for, at modellerne giver en fuldt ud realistisk beskrivelse af så lang en periode, men det illustrerer modellernes langsigts egenskaber, hvilket der også gøres opmærksom på i alle tre modelleres dokumentationer.⁹

8. Jf. f.eks. Smidt (1997), s. 30. I SMEC (1994), s. 121- 127 måles crowding out dog på BFI.

9. Graferne er udarbejdet på baggrund af multiplikortabellerne offentliggjort i modeldokumentationerne, ADAM (1995), s. 246, SMEC (1994), s. 163 og Laksáfoss og Windelin (1998), s. 238. Der sammenlignes altså med lidt ældre versioner af de danske modeller end dem, der er på gaden her i det nye årtusind.

Det er vigtigt at huske på, at de viste multiplikatorberegninger i både EMFI, SMEC og ADAM er alt-andet-lige eksperimenter, hvor man blot ændrer én eksogen variabel og herefter beregner effekterne på de endogene størrelser. Sådanne rene multiplikator-eksperimenter er ikke egentlige konsekvensberegninger – de laves for at illustrere nogle modelegenskaber. Egentlige konsekvensberegninger af f.eks. en given økonomisk politik kræver, at man tager højde for eventuelle bånd mellem de eksogene variable og i det hele taget laver et realistisk eksperiment.

Af figur 1 ses, at EMFIs multiplikator for påvirkningen af produktionsomfanget i de første ca. 2-5 år af simulationsperioden ikke er væsentlig forskellig fra de danske modeller. På det kortere sigt, hvor crowding out effekterne i de danske modeller endnu ikke har slået så kraftigt igennem, er multiplikatoreffekterne derfor forholdsvis ens. På det længere sigt er der imidlertid stor forskel. EMFI viser, at der er permanente effekter på produktionen af en permanent ekspansiv finanspolitik, mens ADAM og SMEC har fuld crowding out på langt sigt ved en sådan politik.

Den ved hjælp af EMFI beregnede multiplikator bør ikke tages som et indiskutabelt og endegyldigt empirisk bevis på, at der er mindre crowding out i den færøske økonomi end i den danske og at der ikke er fuld crowding out på langt sigt. Det bør primært tolkes som, at det er lykkedes at udvikle og estimere en model, hvis samlede egenskaber afspejler de teoretiske forventninger om svagere crowding out effekter i færøsk økonomi i forhold til dansk økonomi. Som det udførligt beskrevet i Laksáfoss & Windelin (1998), bør EMFI revideres på en række punkter for at få en (endnu) bedre og mere dækkende beskrivelse af den færøske økonomi. Dette kan/vil sandsynligvis ændre på det i figur 1 viste multiplikatorforløb og muligvis graden af crowding out. Fokus i denne artikel har derfor været på at diskutere de teoretiske argumenter for de anderledes crowding out mekanismer på Færøerne. På trods af den nuværende EMFI-versions utilstrækkeligheder på en række punkter, må det imidlertid erindres, at EMFI udgør den første egentlige makroøkonometriske model af den færøske økonomi og dermed et (forhåbentlig) væsentligt skridt fremad i debatten og forståelsen af den færøske økonomi.

Siden datagrundlaget og modellen blev udarbejdet, er der sket en række strukturelle reformer på Færøerne, hvilket påvirker økonomiens funktionsmåde. Disse ændringer er der ikke taget højde for i den nuværende version af EMFI. Effekterne af de strukturelle reformer og en fremtidig eventuel (mere) selvstændig færøsk økonomi kræver, at modellen revideres og derved sandsynligvis også dens crowding out egenskaber, men hvordan og hvor meget må fremtiden vise.

Sådanne revisioner vil utvivlsomt ændre graden og hastigheden af crowding out i EMFI, ligesom de nuværende versioner af SMEC og ADAM er blevet ændret markant med hensyn til hvor hurtigt, deres crowding out mekanisme slår igennem. Sådanne

ændringer afspejler (forhåbentlig), at økonomer via fortsat model- og estimationsarbejde er blevet klogere på sammenhængene i økonomien.

5. Nogle få aspekter vedrørende betydningen af beskeden crowding out

Resultatet om beskeden crowding out vil af nogen måske blive tolket som, at der dermed er grønt lys for vedvarende at føre en lempelig finanspolitik. Dette vil ikke være en fyldestgørende fortolkning. Beskeden crowding out betyder, at finanspolitikken alt andet lige bliver mere virkningsfuld – har større effekt på økonomien – og at langvarige finanspolitiske lempelser kan have langvarige effekter på økonomien. Men beskeden crowding out er et tvægget sværd, for godt nok forbedres mulighederne for gennem en ekspansiv finanspolitik at øge aktiviteten i økonomien, men kontraktiv finanspolitik er jo også tilsvarende mere virkningsfuld. Den ved ekspansiv finanspolitik akkumulerede gæld skal på et eller andet tidspunkt betales tilbage og da endda med renters rente. Resultatet om lille crowding out medfører altså også, at kontraktiv finanspolitik virker hårdere og således er mere byrdefuld for befolkningen.

Dette var også en af de vigtige konklusioner ved analyserne til den færøske hvidbog¹⁰ om løsrivelse, hvor der blev argumenteret for, at virkningerne af en nedskæring i overførslerne fra den danske stat ikke ville »gå over af sig selv«, men tværtimod vil være langvarige og vil medføre betydelige udvandringer. En afskaffelse af bloktilskuddet og de øvrige overførsler vil altså medføre dybe vedvarende ar i den færøske økonomi.

Resultatet om ringe crowding out betyder endvidere, at mulighederne for at føre makroøkonomisk stabiliseringspolitik gennem en konjunktur*modløbende* regulering af de offentlige finanser alt andet lige forbedres. Det bør i denne forbindelse bemærkes, at man på Færøerne historisk har ført en konjunktur*medløbende* økonomisk politik. Lidt forenklet sagt har man øget de offentlige udgifter og/eller reduceret beskatningen, når det gik godt og holdt igen på de offentlige finanser, når det gik dårligt. Der er altså *ikke* tradition på Færøerne for bruge de offentlige finanser til at føre makroøkonomisk stabiliseringspolitik. Det ligger imidlertid uden for rammerne af denne artikel at diskutere, hvor vidt det overhovedet er praktisk muligt og ønskeligt at føre makroøkonomisk stabiliseringspolitik på Færøerne.

6. Perspektivering

Det er nærliggende at filosofere over, om der findes yderligere forklaringer på hvorfor forekomsten af løn crowding out i den færøske økonomi er så forholdsvis lille og om der eksisterer andre tilsvarende økonomier med beskeden crowding out mekanismer.

10. Det færøske finansministerium (Figgjarmálastyrið) købte i juli 1998 EMFI og den tilhørende modeldokumentation af forfatterne med henblik på videreudvikling og anvendelse af modellen. Modellen blev i efteråret 1999 anvendt i kapitlet »Kortsigtsanalyser« i den færøske hvidbog, hvor kortsigtsvirkningerne af en reduktion af bloktilskuddet blev analyseret, jf. Landsstyret(1999), s. 96-111.

Det er muligt, at de ensidige overførsler fra den danske stat til Færøerne historisk set har været med til at skabe den svage crowding out mekanisme, ved at en række konkurrenceudsatte erhverv er blevet fortrængt pga. stigningen i overførslerne.¹¹ Dette argument er inspireret af evolutionistisk tankegang, hvor hovedtesen er, at de stærkeste overlever. De stærkeste i denne sammenhæng vil være de erhverv, som bedst kan tåle kraftige lønstigninger som følge af stigningen i overførslerne. Disse erhverv vil have været fiskeriet, som jo aflønnes ved hyre, fiskeforarbejdningen, som er blevet beskyttet/subsidieret, samt serviceerhvervene, som servicerer den indenlandske efterspørgsel, herunder den offentlige sektor.

Såfremt dette er tilfældet, er det muligt, at en række erhverv vil vokse eller »dukke op«, når der føres en vedvarende kraftig kontraktiv finanspolitik, som er absolut nødvendig, såfremt man skal tilpasse økonomien til at undvære overførslerne fra den danske stat.

De teoretiske overvejelser vedrørende de specielle økonomiske sammenhænge i færøsk økonomi kan meget vel tænkes også at gælde for andre samfund, som har fællestrek med den færøske økonomi. Mange af de samme tanker genfindes således i Hansens (2000) beskrivelse af den grønlandske økonomi, som på en lang række punkter (afhængighed af fiskeri, hyreandelsaflønning, lille importkonkurrerende produktion mv.) minder om den færøske økonomi. Hansen (2000) argumenterer ligeledes for mere beskeden crowding out i grønlandsk økonomi i forhold dansk økonomi og for at der ikke er fuld crowding out på langt sigt, hvilket også afspejles i den i Hansen (2000) udviklede økonometriske model for den grønlandske økonomi.¹²

7. Sammenfatning

Der er her blevet præsenteret en række teoretiske argumenter for, at der eksisterer mindre crowding out i den færøske økonomi end i andre økonomier, herunder den danske, og at der selv på langt sigt sandsynligvis ikke er fuld crowding out.

En væsentlig forklaring på den beskedne løn crowding out er aflønningsforholdene i det centrale og eksporterende fiskerierhverv, hvor arbejdskraften aflønnes efter salgsværdien og ikke efter »normale« arbejdstidsafhængige forhold, såsom timelønninger, månedslønninger etc. Dette medfører, at erhvervet ikke bliver påvirket af generelle lønstigninger i de landbaserede erhverv, hvorfor der eksisterer beskeden løn crowding out i fiskeriet.

Endvidere har der været en række lovgivningsmæssige og institutionelle forhold i den færøske fiskeforarbejdning, som har medført, at crowding out mekanismen her

11. Den største stigning i overførslerne som andel af BNP var i 50'erne og 60'erne.

12. Modellen er døbt GRAM (GReenlandic Aggregated Model). Professor Christen Sørensen, som også er formand for Det Rådgivende Udvalg Vedrørende Grønlands Økonomi, har opfordret til udviklingen af GRAM og var vejleder på Hansen (2000).

har været sat ud af kraft. Der argumenteres for, at en betydelig overkapacitet, central styring af produktmikset og en uhensigtsmæssig tilskudsordning (Råfiskefonden) har medført, at crowding out mekanismen har været reduceret betydeligt, hvis ikke fjernet helt. I de senere år er der sket store ændringer i fiskeforarbejdningen, hvorfor man i dag må forvente, at erhvervets følsomhed overfor lønstigninger er ændret.

Der vurderes tillige at eksistere begrænset løn crowding out gennem importkonkurrerende produktion på Færøerne, da erhvervet er relativt beskedent bl.a. pga. Færøernes lille hjemmemarked og mangel på inputfaktorer.

Centralt er desuden, at fordi vandringerne og dermed det færøske arbejdsudbud er afhængige af det økonomiske aktivitetsniveau mindskes løn crowding out mekanismen herved. Tillige ændrer vandringerne mængden af de produktive ressourcer, hvorfor der ikke kan forventes at være fuld crowding out på langt sigt. Der er således permanente effekter af økonomisk politik.

Endelig har den færøske finansielle sektor haft en beskeden konkurrence og der har været løvbundne begrænsninger på kapitalbevægelserne mellem Færøerne og Danmark, hvorfor renten gennem lange tider har været konstant trods voldsomme konjunktursvingninger. Dette vurderes at kunne tolkes henimod, at rente crowding out mekanismen på Færøerne ikke har været velfungerende, og der derfor historisk set ikke har eksisteret en væsentlig rente crowding out i den færøske økonomi. Hertil kommer virkningerne at den danske stats (implicite) garantier for den færøske offentlige sektors udenlandske lånoptagelse, har reduceret og muligvis elimineret risikopræmien på denne lånoptagelse.

Konklusionerne om, at der er en svagere crowding out mekanisme på Færøerne og der selv på lang sigt sandsynligvis ikke er fuld crowding out, har betydning for effekterne økonomisk politik på Færøerne. En konsekvens er, at mulighederne for at føre en makroøkonomisk stabiliseringspolitik via konjunkturmodløbende finanspolitik alt andet lige styrkes. Dette bør sammenholdes med, at Færøerne historisk set har ført en (uhensigtsmæssig) konjunkturmedløbende finanspolitik, som har virket destabiliserende. En anden konsekvens er, at en afskaffelse af bloktilskuddet og de øvrige overførsler fra Danmark til Færøerne vil medføre dybe vedvarende ar i den færøske økonomi.

Litteratur

- ADAM. 1995. *En model af dansk økonomi*, Danmarks Statistik, Marts 1995 (Tekstbind).
- Andersen, E. 1989. *Analyse af makroøkonomiske modeller*. Undervisningsnoter nr. 2, Økonomisk Institut, Københavns Universitet.
- Dalhoff, J. og H. Grell. 1989. *Samfundsøkonomisk minilex*, 2. udgave, Gyldendals Boghandel.
- Gørtz, E., m.fl. 1994. *Krisen i den færøske økonomi – herunder bankerne. Baggrund, foranstaltninger og konsekvenser – aktuelt og fremover*. Rapport fra det af landsstyre

- og regering nedsatte uafhængige udvalg af økonomisk sagkyndige, Sydjysk Universitetsforlag.
- Hansen, J. S. 2000. GRAM – En økonomisk model for Grønland, kandidatafhandling på oecon-studiet, august 2000, Økonomisk Institut, Odense Universitet.
<http://www.economist.dk/Afhandling.pdf>
- Laksáfoss, M. 1997. En befolkningsfremskrivning for Færøerne i Sverdrup-modellen, afløsningsopgave i Demografi II, Økonomisk Institut, Københavns Universitet, Danmark.
- Laksáfoss, M. og M. Windelin. 1998. EMFI – En økonomisk model af den færøske økonomi, kandidatafhandling på politstudiet, marts 1998, Økonomisk Institut, København Universitet.
- Landsstyret. 1999. *Hvidbogen – Følgebind 1: Økonomi – en selv bærende færøsk økonomi*, Landsstyret, Færøerne.
<http://www.fullveldi.fo>.
- SMEC. 1994. *Modeldokumentation og beregnede virkninger af økonomisk politik*, Det Økonomiske Råds Sekretariat, december 1994.
- Smidt, J. 1997. Derfor! – Et svar til Søren Harck, *Samfundsøkonomen*, December 1997:8, DJØFs Forlag.

Aktiemarkedets reaktion på indførelsen af incitamentsprogrammer

Caspar Rose

Institut for Finansiering, Handelshøjskolen i København, E-mail: cr.fi@cbs.dk

SUMMARY: This article conducts an event study estimating the impact on share prices of announcements of the introduction of incentive-based pay by Danish companies listed on the stock market. Danish firms have only recently started to use stock-dependent incentive programmes which involve stock options and warrants, whereas employee share schemes have been in use for several years. The article finds that the abnormal return on the day of the announcement day is positive and significantly different from zero, suggesting that stock-related incentive programmes create shareholder value. When the data set is broken down, only stock options and warrants are found to have a significant positive influence on the abnormal returns.

1. Introduktion

Udbredelsen af forskellige incitamentsprogrammer i danske børsnoterede selskaber er efterhånden ganske udbredt og betragtes som et *must* i ethvert selskab, som beken-der sig til shareholder value tankegangen. Anvendelsen af f.eks. aktieoptioner og war-rants har længe være udbredt i USA, men det er først i de seneste par år, at danske virk-somheder for alvor er begyndt at gøre brug af aktiebaserede aflønningsformer. Para-doksalt nok findes der endnu ingen danske undersøgelser som forsøger at klarlægge de økonomiske konsekvenser indførelsen af incitamentsprogrammerne afstedkom-mer, hvilket hovedsageligt skyldes manglende dataadgang. Denne artikel analyserer, hvorvidt det ud fra aktionærernes synspunkt er fordelagtigt at indføre forskellige for-mer for incitamentsprogrammer. Artiklen foretager et såkaldt *event studie* ved brug af et ikke-parametrisk test og analyserer hvorledes kursen påvirkes som følge af fonds-børsmeddelelser om indførelsen af incitamentsaflønning. Man får derved et billede af aktiemarkedets reaktion på indførelsen af sådanne ordninger, herunder hvorvidt det bidrager positivt til aktionærernes afkast. Artiklen giver samtidig et indtryk af danske børsnoterede selskabers anvendelse af forskellige incitamentsordninger, herunder bru-

Forfatteren er taknemmelig for konstruktive kommentarer fra Henrik Lando og Hans Kurt Kvist samt to anonyme referees.

gen af aktieoptioner, warrants, konvertible obligationer og medarbejderaktier. Artiklen tester følgende hypoteser:

1. *Hypotese:* Markedet reagerer positivt på selskabers fondsbørsmeddelser om indførelsen af incitamentsprogrammer.
2. *Hypotese:* Markedet reagerer positivt på fondsbørsmeddelser, hvor der indføres aktieoptioner/warrants, hvorimod dette ikke er tilfældet når der udelukkende udstedes medarbejderaktier.

Indførelsen af incitaments aflønning skyldes, at aktionærerne (principalen) ikke er i stand til at monitorere ledelsens (agentens) handlinger, men derimod kun det stokastiske slutresultat. Dette forhold medfører, at der skabes agentomkostninger som følge af, at ledelsens interesser ikke altid er sammenfaldende med aktionærernes. Det er et klassisk resultat i principal-agent teori, at optimale incitamentter kun sikres, hvis agentens aflønning gøres afhængig af resultatet, se Grossman og Hart (1983). Dette medfører imidlertid, at agenten får påført for meget risiko i forhold til, hvad den optimale risikoallokering tilsiger.

Afgørende for om, aktieoptioner/warrants bør indføres er, om indførelsen medfører en øget produktivitet set i forhold til, hvad man kan opnå på anden måde. Aktieoptioner/warrants har en økonomisk værdi og tildelingen heraf bør derfor modsvares af en reduktion af den faste løn, hvilket dog sjældent sker i praksis. I modsætning til USA har der i Danmark været tradition for at aflønne topledelsen i børsnoterede selskaber med fast løn, jfr. bl.a. Thomsen (1999). Det vel nok afgørende argument for indførelsen af aktieoptioner er, at der derved kan ske en højere grad af interessesammenfald mellem aktionærer og ledelse, hvilket i en corporate governance sammenhæng er afgørende. Eksempelvis ville tildelingen af aktieoptioner kunne medvirke til, at ledelsen tager en højere risiko end ellers pga., at større volatilitet forøger optioners værdi (når der ses bort fra konkursrisiko). Problemet med fast løn er, at hvis en direktør øger selskabets performance (f.eks. ved at øge risikoen), så får han måske kun et klap på skulderen, mens hvis det går dårligt for selskabet, risikerer han at blive fyret. Det er ikke sikkert, at aktieoptioner eller warrants automatisk sikrer en højere grad af interessesammenfald mellem aktionærer og ledelsen. De ansatte, som ikke får tildelt aktieoptioner, kan måske i nogle tilfælde blive misundelige, hvilket kunne indvirke negativt på deres produktivitet. I forbindelse med indførelsen af et incitamentsprogram til topledelsen udsteder nogle selskaber samtidig medarbejderaktier.

Angående selve værdiansættelsen af aktieoptionernes værdi er det sjældent muligt at give en helt korrekt, endsige enkel værdiansættelse af de nævnte finansielle instrumenter. Problemet er bl.a., at modellerne ofte ikke tager hensyn til selskabets mulige konkurs. Samtidig har prisfastsættelsesmodellerne svært ved at tage hensyn til, at kon-

traktens vilkår nogle gange ændres, f.eks. hvis aktiekursen efterfølgende falder for meget, og exercisekursen dermed formindskes (optionen er i dette tilfælde *out of the money*) og dens værdi kan være faldet betydeligt. Samtidig vil ledelsen ikke altid kunne holde optionen helt til udløb, men kan i nogle situationer blive tvunget til at exercise den, d.v.s. udnytte optionerne inden hvad der er optimalt f.eks. i forbindelse med jobskifte.

Udfærdigelse af en incitamentskontrakt er en forholdsvis dyr affære, der skal tilpasses den enkelte virksomhed, jfr. f.eks. Banner Voigth (1999) om den praktiske udformning af incitamentskontrakter). Kontrakten skal således tage stilling til en lang række forhold, der kan indtræde efter tidspunktet for kontraktens udfærdigelse, f.eks. hvis indehaveren af en aktieoption, der endnu ikke er udnyttet ønsker at forlade virksomheden til fordel for en anden virksomhed, jfr. Boe (1999). Det har således været uvist, hvordan det juridisk forholder sig, når en medarbejder ønsker at få et forholdsmæssigt vederlag af optionernes værdi i forbindelsen sin fratrædelse. Hvis det ikke er muligt for direktøren at få et forholdsmæssigt vederlag ved fratrædelse, kan optionsordningen virke som »gyldne håndjern« og dermed begrænse arbejdskraftens mobilitet (problemet vedr. fortolkningen af Funktionærlovens paragraf 17a). Domstolene har netop taget stilling til dette spørgsmål, jfr. Sø- og Handelsrettens afgørelse af 6. juni 2001. Retstilstanden er nu således, at det ikke lovligt kan bestemmes, at der til optionsordningen knyttes en bestemmelse, hvorefter udnyttelse af optionerne er betinget af, at medarbejderen ikke afskediges eller opsiges sin stilling inden et fastsat tidsrum. Selvom den skattemæssige behandling af de fleste incitamentsordninger efterhånden er blevet mere gennemskuelig ved ændringen i Lingningslovens § 28, er den skattemæssige behandling langt fra en simpel affære, jfr. Boe (1999).

Et ofte overset problem i debatten er imidlertid, at en øget tildeling af aktieoptioner i nogle tilfælde kan medføre en øget risiko for insider handel og kursmanipulation, jfr. Værdipapirhandelsloven §§ 34-36. Ledelsen kan blive fristet til at udnytte endnu ikke offentliggjort viden, eftersom retspraksis viser, at der skal meget håndfaste beviser til, før det fornødne forsæt kan statuere i sådanne sager. Man kan således ikke afvise, at ledelsens informationsafgivelse til fondsbørsen vil være påvirket af, i hvor høj grad ledelsen er aflønnet med aktieoptioner. Eksempelvis kunne ledelsen fristes til at udskyde meddelelsen af en positiv kursrelevant begivenhed til efter det tidspunkt, hvor ledelsen har mulighed for at udnytte optionerne, dvs. købe de frit omsættelige aktier og dermed opnå en kursgevinst. Selvom Danmark som bekendt har indført et forbud mod både insider handel og kursmanipulation, er reglerne omkring ledende medarbejders handel, herunder oplysningspligt ved ledelsens transaktioner, meget sparsomme.

Medarbejderaktier har været brugt længe i Danmark og udstedes i modsætning til de andre incitamentskontrakter typisk til alle medarbejdere. Formålet er dog det sam-

me, nemlig at øge produktiviteten og mindske mulige interessekonflikter mellem ansatte og aktionærer. Tidligere skete tildelingen af medarbejderaktier ofte i forbindelse med f.eks. et stort jubilæum eller en anden særlig begivenhed. Inden for de senere år har udstedelsen af medarbejderaktier dog i langt højere grad været motiveret ud fra de samme årsager som tildelingen af aktieoptioner/warrants, jfr. f.eks. IT og medicinal-selskabers begrundelser for indførelsen af medarbejderaktier. Problemet med medarbejderaktier kan dog være, at alle medarbejdere for tildelt aktierne, ikke i forhold til deres betydning for værdiskabelsen i selskabet, men oftest i forhold til anciennitet.

2. Litteratur

Der findes adskillige amerikanske undersøgelser, som forsøger at klarlægge, dels hvordan ledelsens ejerskab påvirker selskabers finansielle performance, dels hvordan indførelsen af incitamentsprogrammer påvirker ledelsens incitament/ beslutninger. Efterhånden som ledelsen udnytter dens tildelte aktieoptioner, vil ledelsens ejerandel stige, således at der i højere grad vil være et interessesammenfald mellem de almindelige aktionærer og ledelsen. Amerikanske undersøgelser har dog påvist, at der ikke er nogen signifikant sammenhæng mellem ledelsens ejerskab og performance (målt ved Tobins Q og det akkumulerede overnormale afkast ved takeovers), jfr. Loderer and Martin (1997). Endvidere er det vanskeligt at finde den statistiske kausale sammenhæng mellem variablene (uafhængige vs. afhængige variable). Dette skyldes, at man lige så vel kan argumentere for, at ledelsen netop øger sin ejerandel pga., at selskabet klarer sig godt, som for at øget ejerskab fra ledelsens side fører til bedre performance. Dette problem forsøges løst ved at anvende simultane ligningssystemer.

Der findes efterhånden en del internationale undersøgelser, som fokuserer på, hvordan ledelsens beslutninger/incitament påvirkes af aktierelaterede incitamentsprogrammer. Joll (1998) finder en signifikant positiv sammenhæng mellem børsnoterede selskabers tilbagekøb af egne aktier og øget anvendelse af aktieoptioner til ledelsen. En plausibel forklaring kunne være, at tilbagekøb af egne aktier i modsætning til udbyttebetalinger ikke udvander selve aktiekursen. DeFusco m.fl. (1990) viser, at tildelingen af aktieoptioner til ledelsen medfører en positiv reaktion fra aktiemarkedet, hvilket dog sker på bekostning af fremmedkapitalen (obligationsejere), der reagerer negativt. Samtidig viser forfatterne, at der ved introduktionen af aktieoptioner sker en stigning i risikoen, målt som variansen på afkastet. Dette forhold støtter derfor det nævnte argument om, at tildelingen af aktieoptioner/warrants giver ledelsen incitament til at tage en større risiko end ellers.

Hall & Liebermann (1998) viser ved hjælp af et omfattende paneldatasæt over en femtenårig periode omfattende de største børsnoterede selskaber i USA, at der er en stærk sammenhæng mellem selskabers performance og topledelsens aflønning. Denne

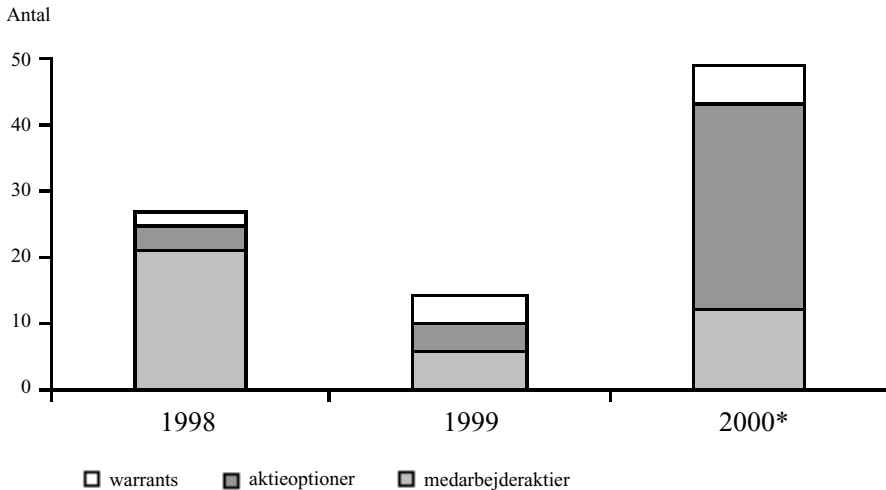
sammenhæng er næsten udelukkende genereret via ændringer i værdien af topledelsens beholdning af aktier og aktieoptioner. De finder desuden, at topledelsens aflønning er blevet mere følsom over for selskabers performance.

I vurderingen af, hvorledes indførelsen af aktieoptioner til topledelsen påvirker ledelsens handlinger, kan man med fordel se på andre forhold end udelukkende på finansiel performance. I en omfattende undersøgelse af, hvorledes tildelingen af aktieoptioner til ledelsen påvirker dividendebeslutningen, finder Fenn & Liang (2001) en negativ sammenhæng. Samtidig finder forfatterne en positiv sammenhæng mellem tilbagekøb af selskabets egne aktier og aktieoptioner til ledelsen (udbytter reducerer værdien af ledelsens tildelte optioner, mens dette ikke er tilfældet med tilbagekøb af egne aktier. For aktionærene er der ingen økonomisk forskel på dividender og tilbagekøb af egne aktier). Ifølge Fenn & Liang sker der således en substitution væk fra dividender til tilbagekøb af selskabets egne aktier, når ledelsen i højere grad end ellers er aflønnet med aktieoptioner.

3. Datagrundlag

Data består af alle danske fondsbørsmeddelelser, hvor det pågældende selskab udelukkende meddeler, at der vil blive indført incitamentsaflønning i form af aktieoptioner, warrants, konvertible obligationer, bonusordninger eller medarbejderaktier, i perioden fra februar 1998 til februar 2001. Der er anvendt daglige kursobservationer (vægtet gennemsnit af dagens handler) fra BORS databasen under CAF på Handelshøjskolen i Aarhus (kursafkastet er korrigeret for fondsemissioner). Fondsbørsmeddelelserne er indsamlet via selskabernes egne hjemmesider på internettet samt via Københavns Fondsbørs database StockWise. Enkelte selskaber har i perioden meddelt aktiemarkedet, at selskabet agter at indføre incitamentsaflønning i afgivelsen af en regnskabsrapportering til fondsbørsen. Disse meddelelser er imidlertid udeladt, eftersom det ikke er muligt at analysere den isolerede effekt på kursen ved indførelsen af incitamentsaflønning, da kursdannelsen i denne situation er påvirket af andre forhold vedr. forventningerne til selskabets regnskabsmæssige nøgletal. Dette giver en stikprøve på i alt 90 annonceringer. Normalt har aktionærene på generalforsamlingen givet ledelsen beføjelse til at udstede aktier, herunder medarbejderaktier uden fortegningsret for hidtidige aktionærer.

Datagrundlaget består her af selskabets meddelelse til markedet om, at man agter at gøre brug af beføjelsen og udstede medarbejderaktier. Incitamentsordningens type for det enkelte selskab og datoen for indførelsen heraf er gengivet i appendiks. Normalt indeholder fondsbørsmeddelelserne meget lidt information om, hvordan den enkelte incitamentsordning er skruet sammen. Information herom kan i nogle tilfælde findes i selskabernes årsregnskaber, men der er stor forskel på hvor meget de enkelte selskaber



Figur 1. Fordelingen af incitamentsordningerne.

Note: År 2000 er til og med februar 2001. Kun i et tilfælde er der udstedt konvertible obligationer, hvilket her er opført under aktieoptioner. I to tilfælde er der indført bonusordninger, men da de er gjort afhængige af aktiekursen, er de opført under aktieoptioner.

oplyser om indholdet, f.eks. antal tildelte optioner og deres exercisekurser, herunder hvorvidt de ved tildelingen afviger meget fra markedskursen.

Med virkning fra 1. oktober 1999 har Københavns Fondsbørs dog indført krav om, at selskaberne skal oplyse fondsbørsen om indførelsen af incitamentsprogrammer, jfr. § 17 i Udstederforpligtelserne. Dette er sket i erkendelse af, at sådanne incitamentsprogrammer udgør et væsentligt fundament i markedets værdiansættelse af det pågældende selskab. Med hensyn til personkredsen er det kun ledelsen, der er omfattet af oplysningspligten, men incitamentsprogrammet omhandlende almindelige medarbejdere kan have et sådan omfang, at det alligevel udløser oplysningspligt efter den generelle bestemmelse i Værdipapirhandelslovens § 27. Bestemmelsen i § 17 kræver, at markedet er i stand til at vurdere værdien af det etablerede incitamentsprogram, men i praksis synes Københavns Fondsbørs ikke at stille eller håndhæve en vidtgående informationspligt med henblik på at sikre, at markedet kan vurdere værdien af programmerne, jfr. Krüger Andersen og Jul Clausen (2000) s. 260. Figur 1 viser fordelingen af fondsbørsmeddelelserne fordelt på de enkelte år og incitamentstype.¹

Det ses af figuren, at selskaberne i stigende grad har meddelt i en separat fondsbørsmeddelelse, at de agter at indføre de nævnte incitamentsordninger. Samtidig er der sket en stigning i anvendelsen af aktieoptioner, hovedsagelig på bekostning af war-

1. En oversigt over de indgåede selskaber kan fås ved henvendelse til forfatteren.

rants og medarbejderaktier i datagrundlaget. Desuden er der sket et forholdsmæssigt stort fald i selskabernes meddelelser om udstedelsen af medarbejderaktier i perioden. Udbredelsen af incitamentsordninger synes på denne baggrund efterhånden at være forholdsvis udbredt i Danmark.

4. Model og metodevalg

For at måle effekten på kursen ved indførelsen af incitamentsprogrammerne foretages et såkaldt *event studie*, der er meget anvendt til at vurdere effekten af børsnoterede selskabers informationsafgivelse til fondsbørsen, jfr. Campbell, Lo og MacKinlay (1997), for en generel beskrivelsen af metoden. Metoden går ud på at beregne det overnormale afkast, som er forskellen mellem det faktiske daglige afkast og det forventede daglige afkast, hvor det forventede afkast antages at kunne beskrives v.h.a. markedsmodellen. Markedsmodellen er en statistisk model som relaterer enhver akties afkast med afkastet på markedsporteføljen.

$$R_{i,t} = \alpha_i + \beta_i R_{m,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

$R_{i,t}$ betegner det daglige afkast (beregnet kontinuert) for selskab i til tidspunktet t og $R_{m,t}$ er afkastet på total indekset på Københavns Fondsbørs på det tilsvarende tidspunkt. Det forventede afkast er således identisk med højre side af udtryk (1), når man ser bort fra restleddet. Parametrene β_i og α_i estimeres ved OLS, hvor restleddet $\varepsilon_{i,t}$ antages at opfylde de normale forudsætninger.

Estimationsperioden består af tidsrummet fra 1 år før til 5 dage før fondsbørsmeddelelsen, der dog i nogle få tilfælde kan være noget kortere. N er lig antallet af events (annonceringer). De overnormale afkast $AR_{i,t}$ beregnes for hver dag i event vinduet dvs. i perioden 5 dage før fondsbørsmeddelelsen til 5 dage efter:

$$AR_{i,t} = R_{i,t} - (\hat{\alpha}_i + \hat{\beta}_i R_{m,t}) \quad , t \in (-5, +5) \quad (2)$$

For at illustrere kurseffekten som følge af begivenheden sker der ofte en kumulation af de overnormale afkast, hvorefter det gennemsnitlige overnormale afkast fra tidspunkt τ_1 til τ_2 $CAR_i(\tau_1, \tau_2)$ beregnes på følgende måde:

$$CAR_i(\tau_1, \tau_2) = \frac{1}{N} \sum_{t=\tau_1}^{\tau_2} AR_{it} \quad , L = \tau_2 - \tau_1 + 1 \quad (3)$$

Traditionelt har man i mange event studier anvendt parametriske teststørrelser, men

da det har vist sig, at forudsætningerne bag parametriske tests i nogle tilfælde ikke er opfyldt, anvender denne artikel et ikke-parametrisk test, et såkaldt rang test, der bygger på de ordnede overnormale afkast i event perioden (ordnet efter stigende overnormale afkast), jfr. Corrado (1989). Campbell & Wasley (1993) finder således, at Corrados rang test klarer sig bedre end traditionelle parametriske tests, når man anvender daglige kursobservationer. Samtidig viser Subramaniam (1996) at Corrados test er mindre påvirket af stigende varians i de daglige overnormale afkast i event perioden.

Corrados ikke parametriske test baseres som nævnt på rangen af de overnormale afkast for de enkelte selskaber. Hvis $AR_{i,\tau}$, hvor $\tau = -5, \dots, +5$ er de overnormale afkast for virksomhed i , så er $K_{i,\tau} = \text{Rang}(AR_{i,\tau})$. Under nul-hypotesen er den forventede værdi af $K_{i,\tau}$ lig $(L_i + 1)/2$, dvs. 6 i dette tilfælde, eftersom de er identisk fordelte på alle dage i event vinduet. Teststørrelsen for nul-hypotesen om ingen overnormale afkast på en given dag er givet ved følgende udtryk, hvor Z følger en asymptotisk standard normal fordeling.

$$Z = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \left(K_{i\tau} - \frac{L_i + 1}{2} \right) / s(L_i) \quad (4)$$

Nævneren er givet ved følgende udtryk:

$$s(L_i) = \sqrt{\left[\frac{1}{L_i} \sum_{\tau=T_1+1}^{\tau_2} \left(\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \left(K_{i\tau} - \frac{L_i + 1}{2} \right) \right)^2 \right]} \quad (5)$$

6. Resultater

I tabel 1 er gengivet resultaterne af den anvendte rang test, hvor Z er baseret på normalfordelingen. Den gennemsnitlige rang afvigelse, som er identisk med tælleren i udtryk (4), er lig den faktiske rang minus den forventede rang.

Tabellen viser, at den gennemsnitlige tværnsnits afvigelse fra den forventede rang er positiv og størst på selve event dagen og klart signifikant forskellig fra nul. På ingen af de andre dage i perioden er der nogen signifikante værdier, hvilket bestyrker effektiviteten på det danske aktiemarked, nemlig at markedet reagerer hurtigt på en meddelelse om indførelsen af incitamentsprogrammer. Markedet synes derved at mene, at fordelene ved de nævnte incitamentsprogrammer overstiger ulemperne, selvom det formentlig er uklart, om de fleste markedsdeltagere fuldt ud har identificeret alle fordele og

Tabel 1.

Dag	Gns. rang. afv.	Z-teststørrelse	Dag	Gns. rang. afv.	Z-teststørrelse
-5	0,018	0,024	+1	0,379	0,496
-4	0,403	0,528	+2	0,789	1,032
-3	0,380	0,496	+3	-0,476	-0,622
-2	0,765	1,000	+4	1,175	1,536
-1	0,102	0,134	+5	0,416	0,544
0	1,548	2,025*			

Note: *) signifikant på et 5 % niveau.

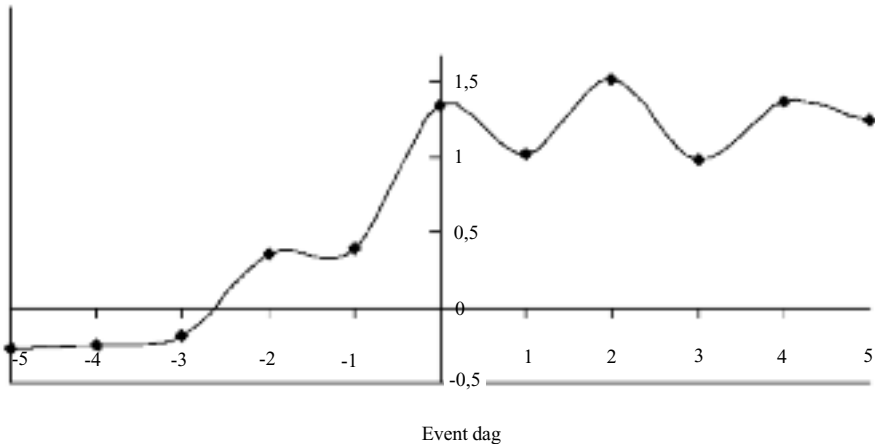
ulemper ved ordningerne. Dog er der ikke i beregningerne taget hensyn til effekten stammende fra bid-ask spredet (købspres på annonceringsdagen), som muligvis kan forklare noget af afkastet.

I figur 2 er gengivet de gennemsnitlige akkumulerede overnormale afkast i event perioden. Det ses, at aktiemarkedet reagerer meget hurtigt på selskabernes meddelelser om indførelsen af incitamentsaf lønning, da det overnormale afkast på event dagen er betydelig højere end dagen før. Dette tyder på, at aktiemarkedet er forholdsvis effektivt i sin svage form, hvor kursen netop afspejler al historisk og offentlig tilgængelig information. Dette resultat styrker således Thinggaard, Lønroth og Møllers (2000) undersøgelse af det danske aktiemarkeds effektivitet. Forfatterne finder, at aktiemarkedet synes at være blevet mere effektivt end tidligere, eftersom kurstilpasningen ved regnskabsmeddelelser sker hurtigt.

Figuren viser desuden, at de overnormale afkast synes at ligge forholdsvis stabilt omkring nul i tiden før meddelelsen. På selve event dagen sker der som nævnt et løft, hvorefter de overnormale afkast synes at stabilisere sig, men på et højere niveau. Samtidig viser figuren, at Københavns Fondsbørs nye regler om pligtmæssig oplysning af indførelsen af incitamentsprogrammer er ganske velbegrundet, da sådanne incitamentsordninger synes at give en forholdsmæssig stor påvirkning på kursen og dermed afkastet.

Samtidig er det interessant at belyse, om der er nogen forskel på aktiemarkedets reaktion, alt efter om selskabet indfører aktieoptioner frem for at udstede medarbejderaktier. Der er dog et par fundamentale forskelle mellem aktieoptioner/warrants og medarbejderaktier, f.eks. at det kun er topledelsen, der får tildelt aktieoptioner/warrants.

For at vurdere effekten af, hvilke typer af incitamentsprogrammer, der øger aktiernes værdi, kan man opstille følgende regressionsligning, hvor det akkumulerede overnormale afkast for selskab i $CAR_i(0;+5)$ regresseres mod en række forklarende variable:



Figur 2. Gns. akkumulerede overnormale afkast i %.

$$CAR_i(0;+5) = \alpha + \beta_1 OPTWAR_i + \beta_2 STOCK_i + \beta_3 SIZE_i + \beta_4 M/BEK_i + \beta_5 VOLAT_i + \beta_6 GEARING_i + \eta_i \quad (6)$$

$OPTWAR_i$ og $STOCK_i$ er dummyvariable for henholdsvis indførelsen af aktieoptioner/warrants og medarbejderaktier, der er lig 1, hvis selskabet indfører de nævnte ordninger, i modsat fald er værdien 0.

Resten af de forklarende variable betegner selskabsspecifikke karakteristika og fungerer som kontrolvariable. $SIZE_i$ og M/BEK_i betegner henholdsvis størrelse, målt som udestående aktier gange kursen på event datoen samt brøken market/book egenkapital. Begge variable har vist sig at forklare selskabers cross-sectional afkast, jfr. Fama and French (1992). $VOLAT_i$ betegner volatiliteten på afkastet i estimationsperioden, mens $GEARING_i$ er lig selskabets finansielle gearing (leverage) i event året, målt som bogført egenkapital delt med bogførte aktiver.

Tabel 2 viser resultaterne af estimationen af ligning (6) ved anvendelse af Whites (1980) heteroskedastiske robuste residualer. Begge dummyvariable $OPTWAR$ og $STOCK$ har positive fortegn, mens kun $OPTWAR$ er signifikant forskellig fra nul i alle situationer. På denne baggrund kan man således ikke afvise den 2. hypotese om, at det danske aktiemarked anser indførelsen af aktieoptioner/warrants som værdiskabende. Koefficienterne for $OPTWAR$ er mellem 0,027 og 0,047, hvilket indebærer at selskaber, der udsteder de nævnte incitamentsprogrammer opnår et overnormalt afkast der er 2,7 til 4,7 % større end selskaber som ikke indfører disse ordninger.

De andre forklarende variable er ikke signifikant forskellige fra nul, hvilket dermed bidrager til at øge robustheden af artiklens resultater angående incitamentsprogram-

Tabel 2. Vektoren af overnormale afkast $CAR_i (0; +5)$ regresseret mod de forklarende variable ved anvendelse af heteroskedastiske robuste residualer, jfr. White (1980). Tallene i parentes er p-værdien.

Variable	1.	2.	3.	4.	5.	6.
Konstant	-0,038 (0,281)	-0,030 (0,336)	-0,007 (0,776)	-0,016 (0,513)	-0,021 (0,193)	-0,003 (0,193)
<i>OPTWAR</i>	0,047 ^(a) (0,033)	0,047 ^(a) (0,025)	0,027 ^(a) (0,013)		0,046 ^(a) (0,009)	0,027 ^(a) (0,012)
<i>STOCK</i>	0,024 (0,330)	0,023 (0,305)		0,021 (0,668)	0,021 (0,267)	
<i>SIZE</i>	0,004 (0,294)	0,003 (0,350)	0,002 (0,427)	0,002 (0,432)		
<i>MBEK</i>	-0,001 (0,588)					
<i>GEARING</i>	-1,134 (0,259)	-1,027 (0,151)	-1,028 (0,129)	-1,551 (0,121)		
<i>VOLAT</i>	0,686 (0,959)					
Jus. R^2	0,10	0,10	0,09	0,06	0,08	0,07

Note: ^(a) signifikant på et 5 % niveau.

mernes indflydelse på kursen. Både *SIZE* og *VOLAT* er positive, hvilket er ensbetydende med at øget volatilitet ikke overraskende bidrager til et større over normalt afkast. Større selskaber opnår desuden et højere over normalt afkast, om end som nævnt ikke signifikant. Koefficienterne for de andre forklarende *GEARING* variable er begge negative d.v.s. øget finansiel gearing og højere markedsværdi af egenkapital i forhold til den bogførte egenkapital reducerer det over normale afkast, dog ikke signifikant. Forklaringsgraden af de estimerede ligninger ligger i alle tilfælde mellem 6-10 %, hvilket dog ikke er specielt højt.

7. Konklusion

Først i de senere år er danske børsnoterede selskaber begyndt at anvende aktiebase-rede incitamentsprogrammer i forsøget på at styrke deres corporate governance strategi. Anvendelse af aktieoptioner/warrants har således været stigende og datasættet viser, at sådanne ordninger efterhånden er ganske udbredte blandt danske selskaber. Børsnoterede selskaber fortsætter dog som hidtil med at anvende medarbejderaktier. Hovedformålet med indførelse af incitamentsprogrammer i form af aktieoptioner/war-

rants må være, at indførelsen medvirker til at mindske de mulige interessekonflikter mellem ledelse og aktionærer.

Fordelagtigheden af sådanne ordninger skal således sammenlignes med, hvad man kan opnå under alternative lønsystemer. Samtidig er der også en del ulemper forbundet med anvendelsen de nævnte ordninger, hvilket bl.a. kan give sig udslag i forskellige moral hazard problemer.

Udenlandske undersøgelser viser imidlertid ikke entydigt, at øget ejerskab fra ledelsens side fører til en bedre selskabsperformance, selv om der dog er betydelige måle/estimations-problemer forbundet med disse undersøgelser. Derimod synes den nyeste udenlandske forskning på området at vise, at tildelingen af aktiebaserede incitamentsprogrammer har en positiv påvirkning på aktiekursen. Denne artikel foretager et event studie for at vurdere effekten af indførelsen af disse ordninger ved anvendelse af en ikke-parametrisk test, i form af et rang test. På selve dagen for fondsbørsmeddelens offentliggørelse er det overnormale afkast signifikant positivt, hvorefter det stabiliserer sig på et højere niveau. Dette viser således, at aktiemarkedet reagerer ganske positivt på meddelelser om incitamentsprogrammer, og at investorerne dermed tillægger sådanne ordninger betydning i deres forventningsdannelse. Ved en yderligere analyse af datamaterialet viser det sig, at det kun er fondsbørsmeddelelser om udstedelsen af aktieoptioner/warrants, som har en positiv signifikant indflydelse på det overnormale afkast (mellem 2,7 og 4,7 %), mens meddelelser om udstedelse af medarbejderaktier ikke har nogen signifikant indflydelse på de overnormale afkast, når effekten fra bid-ask spredet udelades.

Artiklen har vist, at anvendelsen af aktieoptioner/warrants betragtes som positiv af aktiemarkedet, men det er dog langt fra sikkert, at sådanne ordninger på langt sigt er gavnlige for aktionærerne, hvilket må være en opgave for den fremtidige forskning at belyse.

Litteratur

- Andersen, P. Krüger og N. Jul Clausen. 2000. *Børsretten*, Jurist- og Økonomforbundets Forlag.
- Banner Voigt, E. og J. Svovlgaard. 1999. Aktieafløbning, *Revision og Regnskabsvæsen* nr. 8, 1999.
- Boe, J. 1999. Aktieløn m.v., herunder fantomaktier, aktieoptioner, warrants og konvertible obligationer, *Nordisk Tidsskrift for Selskabsret* 4, 77-85.
- Cambell, J. Y. Andrew W. Lo, og A. Craig MacKinlay. 1997. *The Econometrics of Financial Markets*, Princeton University Press.
- Campbell, C. og C. Wasley. 1993. Measuring security price performance using daily NASDAQ returns, *Journal of Financial Economics* 33 s.74-92.
- Corrado, C. 1989. A nonparametric test for abnormal security-price performance in event studies, *Journal of Financial Economics* 23, s. 385-95.
- DeFusco, R., R. Johnson og T. Zorn. 1990. The Effect of Executive Stock Option Plans on Stockholders and Bondholders, *Journal of Finance*, 45(2) s. 617-27.
- Fama, E. og K. French. 1992. The Cross-Sectional of Expected Returns on Stock Returns, *Journal of Finance*, 47:427-65.

- Fama, E. 1970. Efficient Capital Markets II, *Journal of Finance* 26, nr. 5, s. 1575-1617.
- Fenn, G. W. og N. Liang. 2001. Corporate payout policy and managerial stock incentives, *Journal of Financial Economics* 60, 45-72.
- Grossman, Sanford og O. Hart. 1983. An analysis of the Principal Agent Problem, *Econometrica*, 52:1-45
- Hall, B. og J. Liebman. 1998. Are CEOs really Paid like Bureaucrats?, *Quarterly Journal of Economics*; 113(3) s.653-91.
- Jolls, C. 1998. Stock Repurchases and Incentive Compensation, *NBER Working paper* 6467, marts 1998.
- Martin, K. og C. Loderer. 1997. Executive stock ownership and performance: Tracking faint trees, *Journal of Financial Economics* 45, s. 223-55.
- Møller, M. 1999. Aktieoptioner til ledende medarbejdere, *Finans/Invest* 8, 1999.
- Shleifer, A., og R. W. Vishny. 1997. A Survey of Corporate Governance, *Journal of Finance* 52,737-84.
- Subramaniam, C. 1996. Detecting Information Content of Corporate Announcements Using Variance Increases. A Methodological Study, *Journal of Accounting, Auditing and Finance*; 415-30.
- Thinggaard, F. og H. Lønroth, P. Fredslund Møller. 2000. Årsregnskabsmeddelelser og aktiemarkedets effektivitet og dets forventninger, *Nationaløkonomisk Tidsskrift* 138. s.189-204.
- Thomsen, S. 1999. Resultataflønning – et økonomisk perspektiv, *Nordisk Tidsskrift for Selskabsret* 4, 70-77.
- White, H. 1980. A Heteroscedasticity-Consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroscedasticity, *Econometrica* 48, 817-38.

Appendiks:

Korrelations Matrice

	CAR	OPTWAR	GEARING	SIZE	MBEK	STOCK	VOLAT
CAR	1,000						
OPTWAR	0,268	1,000					
GEARING	-0,100	0,034	1,000				
SIZE	0,108	0,144	0,025	1,000			
MBEK	-0,036	-0,108	0,135	0,497	1,000		
STOCK	-0,207	-0,861	-0,047	-0,188	0,105	1,000	
VOLAT	-0,015	0,152	0,262	-0,048	0,190	-0,210	1,000

Hvor uskyldig er antagelsen om perfekt delelighed af arbejdskraft? – en generel ligevægtsanalyse af progressiv beskatning

Toke Ward Petersen

Økonomisk Institut, Københavns Universitet, E-mail: toke.ward.petersen@econ.ku.dk

SUMMARY: This article examines the significance of the assumption of the perfect divisibility of time worked which is normally made in modelling the labour market, but which does not reflect reality. In this study, a limited number of discrete choices are used in a model of the labour market – to work a specified number of hours full or part time, or not to work at all. An option of working overtime is introduced in order to increase realism and ensure smooth aggregate behaviour. Numerical simulations are then carried out to investigate the consequences of a change from progressive to proportional taxation of labour income. The simulations show that indivisibility does indeed matter. The impact of the policy experiment is much greater with an assumption of continuous labour supply, the welfare effect being more than twice as great than when the labour supply is not assumed to be perfectly divisible. The sensitivity analysis shows that the results depend on how the indivisible quantities are specified, but in almost all cases the welfare gains indicated from the tax reform are more than twice as great with an assumption of perfect divisibility.

1. Indledning

En af de såkaldte »sædvanlige« antagelser i økonomisk teori er, at varer og serviceydelser er perfekt delelige. I sammenligning med de øvrige antagelser om f.eks. monotonicitet, konveksitet eller konstant skalaafkast, der relativt hyppigt er genstand for debat, synes denne antagelse at leve i ubemærkethed. Og sammenlignet med de øvrige antagelser, der typisk skal til for at få en økonomisk model til at hænge sammen, kan netop denne antagelse synes forholdsvis uskyldig. Men er den det?

Artiklen er udarbejdet under min ansættelse i DREAM-modelgruppen i Danmarks Statistik. Tak til Lars Haagen Pedersen og to anonyme referees for konstruktive kommentarer. Eventuelle tilbageværende fejl er alene mit ansvar.

Det er småt med undersøgelser af vigtigheden af denne antagelse, og den primære grund hertil er, at det ikke er så ligetil at klare sig uden antagelsen. Den normale fremgangsmåde er ikke farbar, idet de matematiske teknikker, som sædvanligvis anvendes til at løse forbrugers problem, bryder sammen, hvis de variable ikke er differentiable eller ikke er kontinuerte: vi kan ikke længere differentiere og finde førsteordensbetingelser. Men det faktum, at vores analytiske standardværktøjskasse ikke kan bruges til at belyse problemet, betyder på den anden side ikke, at det ikke kan analyseres – blot må numeriske metoder tages i anvendelse. Der er med andre ord brug for en CGE-model.

Formålet med denne artikel er at undersøge konsekvenserne af at introducere udelelighed på arbejdsmarkedet. Netop arbejdsmarkedet er et godt eksempel på et marked, hvor »varerne« ikke er perfekt delelige: typisk kan en arbejdstager ikke frit vælge arbejdstid, men er begrænset til at vælge mellem f.eks. at arbejde på fuld tid (f.eks. 37 timer om ugen) eller deltid (f.eks. 20 timer om ugen) – og herudover er der selvfølgelig muligheden for ikke at arbejde. Den mere introspektive formodning om, at det forholder sig således på arbejdsmarkedet, understøttes af en undersøgelse af ugentlig arbejdstid foretaget af Graversen og Smith (1998). Heraf fremgår det, at 79% af mænd i arbejde har en ugentlig arbejdstid på 37 timer om ugen – for kvinders vedkommende er den tilsvarende andel 54%. I begge grupper har næsten ingen en ugentlig arbejdstid på under 15 timer.

Mere præcist vil det i artiklen blive analyseret, hvorledes tilstedeværelsen af udelelighed på arbejdsmarkedet påvirker analyser af økonomisk politik i en CGE-model. Intuitivt er det oplagt, at det må have konsekvenser: en skattereform, der gør det mindre attraktivt at arbejde påvirker forbrugeren forskelligt i en situation hvor han kontinuerligt kan justere arbejdstiden et par timer nedad, sammenlignet med en situation, hvor valget står mellem at fortsætte med at arbejde 37 timer om ugen eller at skifte til 20 timer om ugen. I en sådan situation vil nogle forbrugere justere deres arbejdstid nedad, mens andre ikke vil ændre arbejdstid. I gennemsnit vil arbejdstiden muligvis falde med et par timer, men dette gennemsnit er beregnet over forbrugere, der alle har taget en *enten-eller* beslutning – de har ikke individuelt kunnet justere deres arbejdstid med et par timer.

Denne artikel præsenterer en anvendt generel ligevægtsanalyse af en skatteomlægning i en situation, hvor arbejdsudbuddet er diskret. Afsnit 2 præsenterer kort den anvendte standardmodel, kalibrering samt hvordan modellen er løst. Afsnit 3 beskriver resultaterne af analysen og indeholder en følsomhedsanalyse, der giver et fingerpeg om, hvor robuste resultaterne er. Endelig diskuteres resultaterne i afsnit 4, og det diskuteres, hvilke konsekvenser resultaterne skal have for anvendelsen af CGE-modeller.

2. En simpel generel ligevægtsmodel

Udgangspunktet for den anvendte model er den velkendte overlappende generations model fra Auerbach og Kotlikoff (1987) på nær, at der indføres den restriktion, at arbejdstiden kan tvinges til at antage et fåtal af diskrete værdier.

Der betragtes en lukket økonomi bestående af overlappende generationer af agenter hvis eneste forskel er deres fødselstidspunkt. Indenfor hver generation er alle agenter ens, og kan derfor beskrives vha. en repræsentativ agent for den pågældende generation. Denne forbruger lever 55 perioder og drager nytte af forbrug og fritid via følgende CES-nyttefunktion:

$$U = \frac{1}{1 - \frac{1}{\gamma}} \sum_{i=1}^{55} (1 + \theta)^{-(i-1)} u_i^{(1-1/\gamma)} \quad (1)$$

hvor γ er forbrugers intertemporale substitutionselasticitet, θ er diskonteringsfaktoren og u_i er den årlige CES-nyttefunktion over forbrug og fritid:

$$u_i = \left[c_i^{(1-1/\rho)} + \alpha l_i^{(1-1/\rho)} \right]^{1/(1-1/\rho)} \quad (2)$$

hvor c_i og l_i er forbrug og fritid i periode i , α er en vægtparameter, der afspejler præferencen for fritid i forhold til forbrug, og hvor ρ er den intratemporale substitutionselasticitet. Budgetbetingelsen er også helt standard og siger, at den tilbagediskonterede værdi af forbruget skal være lig den tilbagediskonterede indkomst efter skat:

$$\sum_{i=1}^{55} (1 + r)^{-i} \left[e_i w (1 - l_i) (1 - \tau) - c_i \right] = 0 \quad (3)$$

hvor τ er den gennemsnitlige skat på arbejdsindkomst, og forbrugernes produktivitet (e_i) kalibreres til at være stigende per arbejdstime, indtil de bliver cirka 50 år, hvorefter deres timeløn falder. Under et progressivt skattesystem er marginalsatten

$$\hat{\tau} = \bar{\tau} + \psi B \quad (4)$$

hvor $\bar{\tau}$ er marginalsatten ved en indkomst på nul, ψ er en progressivitetsparameter, og B er skattebasen.¹

I forhold til den anvendte standardmodel er det nyt, at arbejdsudbuddet l_i , ikke kan

1. Dette svarer til at gennemsnitsskatten der indgår i ligning (3) er givet ved $\tau = \bar{\tau} + \frac{1}{2} \psi B$. Det bemærkes at dette skattesystem – med kontinuerligt stigende marginalskat – er simplificeret i forhold til virkelighedens stykvis lineære skattesystemer. Fra et modelsynspunkt har den simple specifikation dog den fordel at systemet har få parametre i forhold til virkelighedens systemer med forskellige progressionsgrænser og skatteprocenter.

antage en vilkårlig værdi i intervallet $[0,1]$, men kun kan antage visse værdier. Som udgangspunkt vil det blive antaget, at forbrugeren har tre muligheder: at arbejde fuld tid, halv tid eller slet ikke at arbejde. Mængden af valgmuligheder har således 3 elementer, og hvis κ betegner fuld arbejdstid, ser mængden således ud: $\{0, \frac{\kappa}{2}, \kappa\}$. Dette er en ganske fleksibel formulering: hvis der f.eks. tillades kontinueret valg af overarbejde for personer, der arbejder fuld tid, skal forbrugeren vælge i unionsmængden $\{0, \frac{\kappa}{2}\} \cup [\kappa, 1]$.

Resten af økonomien er helt standard: ved hjælp af en Cobb-Douglas produktionsfunktion fremstilles makroforbrugsgodet ved hjælp af kapital og arbejdskraft. I dette simple tilfælde fås standardresultatet, at lønnen skal være lig værdien af arbejdskraftens marginalprodukt, og indsatsen af kapital bestemmes således, at renten svarer til værdien af kapitalens marginalprodukt.

Den offentlige sektors eneste funktion er at opkræve indkomstskatter. På samme måde som hos Auerbach og Kotlikoff sendes provenuet ikke retur til forbrugerne, men anvendes til offentligt konsum. Dette forbrug figurerer ikke i forbrugernes nyttefunktioner, men da alle politikeksperimentet er provenueneutrale (kaldet »differential incidens«) er det uproblematisk at se bort fra det offentlige forbrug; det svarer til implicit at antage at det indgår additivt i forbrugernes nyttefunktion. Det bemærkes, at der i analysen kun ses på stationary state og ikke på tilpasningsforløbet mellem disse tilstande.

2.1 Kalibrering af modellen

Ligeledes anvendes samme kalibrering som Auerbach og Kotlikoff (1987) – ikke nødvendigvis fordi dette skal opfattes som den eneste rigtige kalibrering, snarere fordi det er ønsket at sammenligne med en standardmodel, hvis egenskaber er velkendte.

Husholdningernes intertemporale substitutionselasticitet sættes til $\gamma = 0,25$, diskonteringsfaktoren sættes til $\beta = \frac{1}{1,015} \approx 0,9852$, smagsparameteren for fritid $\alpha = 1,5$ og substitutionselasticiteten mellem forbrug og fritid $\rho = 0,8$. Den omtalte timelønsprofil over livscyklens er ligeledes hentet fra Auerbach og Kotlikoff, og giver en profil der topper efter 30 år på arbejdsmarkedet på et niveau, der ligger 45 procent højere end ved indtræden på arbejdsmarkedet. Produktionssiden kalibreres på samme måde som Auerbach og Kotlikoff (1987): kapitalintensiteten i Cobb-Douglas produktionsfunktionen sættes til 0,25.

Ligesom Auerbach og Kotlikoff fortolkes den maksimale ugentlige arbejdstid som 100, hvorfor en arbejdsindsats på $1-l_t = 0,4$ kan fortolkes som 40 timer per uge. Samtidig vælges heltidsarbejde som 40 timer om ugen og deltid som 20 timer per uge. Det er klart at disse valg vil påvirke resultaterne af analysen, og netop derfor er disse noget arbitrære valg genstand for følsomhedsanalyse i afsnit 3.2. Muligheden for overarbej-

de introduceres for personer, der arbejder fuld tid, men der sættes et loft på maksimalt 10% overarbejde. Igen kan netop disse grænser forekomme noget arbitrære, hvorfor de ligeledes gøres genstand for følsomhedsanalyse senere.

2.2 Løsning af modellen

Ved løsning af modellen viser det sig, hvorfor udelelighed typisk ikke anvendes i CGE-modeller: de bliver nemlig langt sværere at løse. Uden udelelighed kan det beskrevne problem løses på samme manér som i Auerbach og Kotlikoff og ved hjælp af moderne optimeringsværktøjer klares ganske let. Med udelelighed inde i billedet er det straks en helt anden historie, idet problemet skal løses ved hjælp af dynamisk programmering à la Bertsekas (1995) eller Stokey og Lucas (1989).

Løsningsmetoden er kort skitseret som følger. Først gættes på aggregeret K og L , og *via* producentens førstordensbetingelser beregnes den tilhørende løn og rente som er konsistent med en løsning på producentens problem. Givet disse faktorpriser løses forbrugerens problem *via* dynamisk programmering. Forbrugeren har tre kontrolvariable for hver periode (formue, forbrug og arbejdsindsats) hvoraf den ene dog er implicit givet ved budgetbetingelsen. Dernæst afprøves på systematisk vis kombinationer af formue og arbejdsindsats for at finde den kombination, der maksimerer forbrugerens nytte.² Herefter beregnes aggregeret K og L på baggrund af løsningerne til forbrugerens optimeringsproblem – hvis disse størrelser svarer til udgangsgættet (eller er inden for en vis tolerance) er løsningen fundet. Hvis der ikke er opnået konvergens, må det initiale gæt opdateres på baggrund af de beregnede aggregerede størrelser, og endnu en iteration må foretages.

3. Resultater

Det politikeksperiment, der betragtes i denne artikel, er en stiliseret provenueneutral omlægning af skattesystemet fra progressiv til proportional beskatning af arbejdsindkomst; denne simulation foretages i en model med udelelighed og en model uden udelelighed, hvorefter resultaterne i de to modeller kan sammenlignes. Til forskel fra Auerbach og Kotlikoff er skat på arbejdsindkomst den eneste skat i økonomien, og niveauet er i udgangssituationen noget højere, nemlig 30 procent. I situationen med progressive skatter vælges ψ i ligning (4) eksogent til $1/2$, hvorefter konstantleddet $\bar{\tau}$ endogeniseres således, at provenuet er det samme som under en 30 procents proportional skat.

I den kontinuerte model fås samme resultater som Auerbach og Kotlikoff. Fjernel-

2. Rent teknisk er løsningsmetoden noget mere kompliceret – bl.a. må der gøres forskellige anstrengelser for at nedsætte beregningstiden, idet denne type modeller lider under hvad Richard Bellman betegnede som »the curse of dimensionality«. Den nysgerrige læser henvises til Petersen (2001a og 2001b), hvor fremgangsmåden er beskrevet mere præcist.

Tabel 1. Resultater.

	Kontinuert	Diskret
Nationalindkomst	4,026	1,793
Formue	5,401	1,558
Arbejdsindsats (timer)	3,173	1,494
Arbejdsindsats (produktivitet)	3,571	1,872
Nytte	3,312	1,362

Note: Tallene viser procentvis stigning i den pågældende variabel ved et skift fra progressiv til proportional beskatning af arbejdsindkomst.

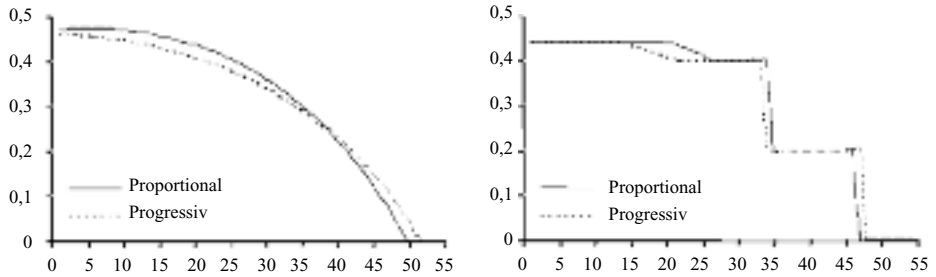
sen af den progressive skat gør det mere attraktivt at arbejde i leveårene med høj produktivitet, hvor det hidtil ikke var attraktivt at arbejde på grund af den progressive beskatning. Omvendt vil færre ældre arbejde, idet de ikke længere behøver at kompensere for de timer, de egentlig gerne ville have arbejdet mere midtvejs i livet. Overgangen til det proportionale skattesystem tilskynder med andre ord til intertemporal substitution i arbejdsudbuddet. Fjernelsen af progressiviteten giver øget arbejdsudbud, formue, produktion og velfærd. Dette fremgår af tabel 1 ovenfor, der sammenfatter konsekvenserne af skattereformen både i tilfældet med kontinuert og diskret arbejdsudbudsbeslutning.

Tabellen afslører, at delelighed *gør* en forskel – og endda en bemærkelsesværdig stor forskel. Hvor politikeksperimentet får nytten for en nyfødt i den kontinuerte model til at stige 3,31 procent, så stiger den kun 1,36 procent i tilfældet med diskret arbejdsudbud. En yderligere stor forskel mellem de to modeller ligger i påvirkningen af formuen: med kontinuert arbejdsudbud stiger formuen 247 procent mere end ved diskret arbejdsudbud. Tilstedeværelsen af udelelighed dæmper tilsyneladende effekten af økonomisk politik.³

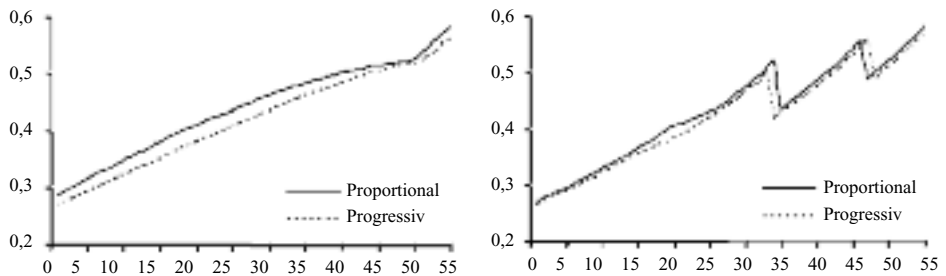
3.1 Livscykluspåvirkning

I begge tilfælde medfører fjernelsen af progressiviteten, at agenterne arbejder mere

3. Bhattarai & Whalley (1997) repræsenterer den eneste anden CGE-analyse af konsekvenserne af udelelighed på arbejdsmarkedet i en simpel statisk CGE-model. Deres model afviger fra den her anvendte, idet deres model består af et antal agenter, der alle står over for en en-periode beslutning (der er således ikke noget opspæringsmotiv). Agenterne har forskellige parametre i deres nyttefunktioner, hvilket giver den heterogenitet, der skal til at få en ligevægt i modellen. Provenuet fra indkomstskatten gives lump-sum tilbage til forbrugerne – og resultaterne af analysen afhænger i høj grad af, hvorledes denne tilbageføring sker. Uden omfordeling mellem agenterne fås omtrent samme resultater som her, men med endnu større forskelle mellem den diskrete og den kontinuerte model. I tilfældet hvor en omfordeling finder sted, således at provenuet deles ligeligt ud til alle, fås modsatte resultater: den diskrete model reagerer mere end den kontinuerte. Den indbyggede heterogenitet i den her anvendte livscyklusmodel fjerner resultaternes afhængighed af, hvorledes provenuet tilbageføres.



Figur 1. Arbejdstid.



Figur 2. Forbrug.

i de højproduktive aldre omtrent midt i livet. Figur 1 viser arbejdsudbuddet over livscyklens i de 2 modeller (x -aksen viser antal år på arbejdsmarkedet). Figuren til venstre viser det kontinuerte tilfælde og figuren til højre viser tilfældet med diskret arbejdsudbud:

I tilfældet med diskret arbejdsudbud kan forbrugeren ikke øge sin arbejdstid i de midterste år, men vælger derfor at arbejde fuld tid + maksimal overtid indtil det 20. år på arbejdsmarkedet. I de følgende år ville forbrugeren egentlig helst have arbejdet mindre end fuld tid, men det lader sig ikke gøre – først efter 32 år på arbejdsmarkedet (svarende til en alder på cirka 52 år) skiftes til deltid. Endelig sker skiftet fra deltid til fuld tilbagetrækning efter 46 år, svarende til en alder på cirka 66 år.

Løsningen på forbrugers problem er som bekendt at udglatte nytten per periode over livsføreløbet – ikke nødvendigvis jævnt, men typisk stigende eller faldende afhængig af præferencer og renten (den såkaldte Keynes-Ramsey regel). Men eftersom forbrugeren både drager nytte af forbrug og fritid,⁴ må vi som pointeret af Ghez og Becker (1975) forvente, at forbruget er diskontinuert, når nu arbejdstiden er diskret (idet sidstnævnte gør antal timers fritid diskret). Når mængden af fritid springer op

4. For hver periode »sammenvejes« forbrug og fritid som et CES-aggregat i ligning (2).

(fordi forbrugeren f.eks. går fra hel- til deltid) må forbruget forskubbes nedad: øget fritid substituerer forbrug. At dette viser sig at være tilfældet, ses i figur 2, der viser forbruget over livscyklens – igen viser figuren til højre tilfældet med diskret arbejdsudbud:

Her ses, at der er nedadgående spring i forbruget, når forbrugeren skifter fra hel- til deltid (efter 32-33 år på arbejdsmarkedet) og trækker sig tilbage fra arbejdsmarkedet (efter 46-47 år på arbejdsmarkedet). Det er interessant, at forbrugeren i figuren til højre også udjævner sit forbrug over livsforløbet, og pointen er selvfølgelig, at begrebet »forbrug« her har en bredere betydning og er en funktion af fritid såvel som forbrug (af varer).

3.2 Følsomhedsanalyse

Som nævnt ovenfor er det nødvendigt at lægge sig fast på en række centrale parametre i modellen med diskret arbejdsudbud: skal overarbejde tillades og i givet fald hvor meget? Skal deltid tillades og skal der i givet fald kun være en mulighed for deltid? Og hvor mange timer om ugen skal heltidsarbejde svare til? Det er åbenbart, at disse beslutninger har konsekvenser for resultaterne, og da specifikationen af denne del af modellen skete noget arbitrært, er det påkrævet med følsomhedsanalyse for at give en fornemmelse af resultaternes robusthed. Specielt er det interessant, om de fundne resultater er et særtilfælde, der skyldes et sammenfald af forskellige forhold, eller om resultaterne også gælder for andre parameterkonstellationer.

Strengt taget er det ikke muligt at undersøge alle tænkelige kombinationer af parameterværdier og modelspecifikationer. I lighed med den normale fremgangsmåde i CGE-metodologien foretages simulationer, hvor de centrale parametre/specifikationer ændres en ad gangen. I dette tilfælde vil følsomhedsanalysen se på følgende alternative parametre og modelspecifikationer:

- (1) Alternative værdier for heltid. I stedet for at lade heltid være 40/100 foretages simulationer hvor heltid er 45/100 og 50/100. I lighed med ovenfor specificeres deltid som 50% af heltid svarende til 22,5/100 og 25/100. Med andre ord sættes heltidsarbejde til 45 eller 50 timer om ugen.
- (2) Ændrede muligheder for deltid: dels et eksperiment med flere deltidsmuligheder (8, 16, 24 og 32 timer om ugen) og dels et eksperiment uden muligheden for deltid.
- (3) For at belyse konsekvenserne af overarbejdsantagelsen udføres to eksperimenter, først hvor muligheden for at overarbejde fjernes (valg mellem 0 og 40 timer) og herefter et eksperiment uden nogen øvre grænse for overarbejde (valg mellem 0, 20 og fra 40 timer og op).

Tabel 2. Resultater af følsomhedsanalysen.

	Kontinuert	Diskret	Andre diskrete valg		Multipel/ingen deltid		Ingen/ubegr.overtid	
			Alt 1.1	Alt 1.2	Alt 2.1	Alt 2.2	Alt 3.1	Alt 3.2
			Nationalindkomst	4,026	1,793	2,315	3,297	2,285
Formue	5,401	1,558	3,750	5,268	2,067	-0,215	-0,198	4,936
Arbejdsindsats (timer)	3,173	1,494	1,662	2,205	1,924	1,309	0,391	2,225
Arbejdsindsats (produktivitet)	3,571	1,872	1,842	2,647	2,358	1,428	0,653	2,757
Nytte	3,312	1,362	1,933	2,533	1,795	0,158	0,213	2,702

Resultaterne af disse følsomhedseksperimenter er angivet i tabel 2.

For det første bemærkes at resultaterne under de alternative specifikationer varierer en hel del, men som gennemsnit betragtet er den gennemsnitlige velfærdsgevinst i det diskrete tilfælde under halvt så stor som gevinsten i det kontinuerte tilfælde. Beslutningen om antal arbejdstimer ved heltid ses at være vigtig: nytten stiger signifikant i de situationer hvor arbejdsindsatsen ved heltid sættes op. Flere muligheder for at arbejde deltid ses at påvirke velfærden positivt (idet dette bringer modellen tættere på en kontinuert model), medens fjernelsen af deltidsmuligheden meget kraftigt sænker velfærdsgevinsten ved at skifte skattesystem. Retningen af disse effekter er ikke overraskende, men det er bemærkelsesværdigt, så stor en rolle fjernelsen af deltid gør: velfærdsgevinsten mindskes til en ottendedel. Sluttelig ses begrænsningen på overarbejde at være vigtig: uden overarbejds mulighed svinder velfærdsgevinsten kraftigt ind, hvorimod ubegrænsede muligheder for overarbejde selvfølgelig øger velfærden – dette giver nemlig forbrugeren mulighed for at arbejde mere som midaldrende helt på samme måde, som det var tilfældet, da arbejdsudbuddet var kontinuert.

Intertemporal substitution spiller en stor rolle for resultaterne, idet skiftet af skattesystem får agenterne til at omlægge deres arbejdsudbud fra lavproduktive ældre til højproduktive ældre. Det er derfor relevant at se på, hvilket resultat analysen havde givet med andre intertemporale substitutionselasticiteter. I udgangssituationen var $\gamma = 0,25$, og tabel 3 viser resultaterne af i stedet at have valgt værdierne 0,1 og 0,5.

Denne gang ændres også grundforløbet (i forhold til den foregående følsomhedsanalyse hvor grundforløbet var uændret). Med en lav værdi af γ (dvs. at forbrugers substitutionsmuligheder over tid er små) bliver gevinsten ved at fjerne progressionen langt større – over dobbelt så stor i forhold til udgangspunktet. Omvendt når γ er høj: i dette tilfælde har forbrugeren bedre muligheder for at substituere over tid, og derfor er

Tabel 3. *Alternative intertemporale substitutionselasticiteter.*

	Basisforløb		Intertemporal substitutions elasticitet			
			Lav (0.1)		Høj (0.5)	
	Kontinuert	Diskret	Kontinuert	Diskret	Kontinuert	Diskret
Nationalindkomst	4,026	1,793	3,088	1,834	3,059	1,464
Formue	5,401	1,558	3,061	1,238	1,980	1,414
Arbejdsindsats (timer)	3,173	1,494	2,718	1,685	3,229	1,177
(produktivitet)	3,571	1,872	3,097	2,034	3,421	1,480
Nytte	3,312	1,362	7,174	3,182	0,813	0,360

gevinsten ved at fjerne progressionen mindre. Men tendensen fra før er klar: selv med disse meget anderledes specifikationer af modellen er gevinsten stadig mere end dobbelt så stor i det kontinuerte tilfælde (sammenlignet med det diskrete tilfælde).

4. Sammenfatning

Udgangspunktet i nærværende artikel var at undersøge, om den helt sædvanlige antagelse om perfekt delelighed spiller nogen rolle. For at undersøge dette blev en udelelighed introduceret på arbejdsmarkedet i en simpel standard CGE-model – forbrugeren skulle vælge mellem at arbejde hel- eller deltid. Både for gøre det aggregerede arbejdsudbud kontinuert (og derved gøre det lettere at beregne den generelle ligevægtsløsning) samt for at øge realismen blev muligheden for overarbejde introduceret.

Eksperimenterne med en ændring af skattesystemet fra progressive til proportionale arbejdsindkomstskatter viste sig at have samme kvalitative resultater i de to modeller – men de kvantitative resultater blev påvirket i en foruroligende grad. Effekten af politikeksperimentet var langt kraftigere i den sædvanlige model med kontinuert arbejdsudbud. Velfærdseffekten viste sig at være 143 procent større end i modellen med diskret arbejdsudbud, og for formuens vedkommende var der tale om en forskel på 247 procent. Følsomhedsanalysen viste ikke overraskende at specifikationen af udeleligheden på arbejdsmarkedet spiller en stor rolle. Med alternative specifikationer kunne resultatet dog både give større og mindre velfærdsgevinster. Ud fra en gennemsnitsbetragtning holdt resultatet ganske godt: velfærdsgevinsten er rundt regnet under halvt så stor i en situation med udelelighed.

Den store forskel i velfærdsfølgerne i en situation med og uden delelighed bør mane til eftertanke. Det er ikke en rar situation, at en antagelse, der virker uskuldig, viser sig at have så store effekter. Som modargument duer det ikke at indvende, at den foreliggende analyse er for simpel, idet den anvendte model er nøjagtig ligeså sim-

pel (eller kompliceret om man vil) som de makromodeller, der i stigende grad anvendes ved analyser af økonomisk politik. Som eksempel kan nævnes den analyse af omsættelige CO₂-kvoter der for nylig blev trykt i *Nationaløkonomisk Tidsskrift*, hvor Rasmussen (1999) finder, at velfærdsgevinsten i et af scenarierne har en nutidsværdi på 139 mia. kroner. Det er en ubehagelig tanke, at dette tilsyneladende præcise beløb måske ville være under det halve, hvis der blev taget højde for udeleligheder på arbejdsmarkedet. Det er specielt ubehageligt, at det er alle modeller, der kan gøres til genstand for denne tvivl – og ikke kun fortidens simple statistiske modeller. Det skal her understreges, at det ikke kun er CGE-modeller, der kan gøres til genstand for denne kritik, men usikkerheden i princippet vedrører anvendte analyser i almindelighed. CGE-modellerne er blot det værktøj, der skal til for at problemet lader sig analysere.

Nu kan man mene, at nærværende antagelse om, at samtlige agenter i økonomien har udeleligt arbejdsudbud, er en yderlighed – og den diametrale modsætning til antagelsen om perfekt delelighed i alle agenteres arbejdsudbud. I den ideelle model er der naturligvis en andel af agenterne, der (som følge af deres jobfunktion, uddannelse el. lign.) er underlagt udeleligt arbejdsudbud, hvor den resterende andel af agenterne står over for en kontinuert arbejdsudbudsbeslutning. Men selvom det kun er en andel af agenterne, der oplever udelelighed i arbejdsudbudsbeslutningen, vil dette stadig – i større eller mindre grad – påvirke de kvantitative resultater der opnås med en CGE-model.

Det store spørgsmål er, hvad man skal gøre ved problemet. Løsningen er ikke at lade, som om intet er hændt og af *den* grund fortsætte med at bruge de normale modeller. Men det betyder på den anden side ikke, at alle modeller, hvor arbejdsudbuddet er kontinuert, skal kastes på møllen. Ikke uvant for økonomer er her tale om en afvejning: modeller med diskret arbejdsudbud er rent numerisk sværere at løse og må derfor nødvendigvis være mere simple end modeller hvor alle variabler er kontinuerte. Således står valget mellem en simpel model, der er realistisk for så vidt angår det diskrete arbejdsudbud, og en mere avanceret model (der er realistisk på andre punkter) med et kontinuert arbejdsudbud. Begge modeller har således sin berettigelse. Blot skal man ved brug af modeller med kontinuert arbejdsudbud huske på, at den tilsyneladende uskyldige antagelse om delelighed måske ikke er helt uden betydning for analysens resultat.

Litteratur

- Auerbach, A. og L. Kotlikoff. 1987. *Dynamic Fiscal Policy*, Cambridge University Press.
- Bertsekas, D.P. 1995. *Dynamic Programming and Optimal Control, Volume I*, Athena Scientific Press.
- Bhattarai, K. og J. Whalley. 1997. Discreteness and the welfare costs of labor supply tax distortions, *NBER Working Paper* nr. 6280.
- Ghez, G. og G. Becker. 1975. *The Allocation of Time and Goods over the Life Cycle*,

- Columbia University Press.
- Graversen, E.K. og N. Smith. 1998. Labor supply, overtime work and taxation in Denmark, CLS *Working paper* 98-06, CLS.
- Hansen, G. 1985. Indivisible labor and the business cycle, *Journal of Monetary Economics*, 16, s. 309-27.
- Petersen, T.W. 2001a. Indivisible Labor and the Welfare Effects of Labor Income Tax Reform. *Economic Modelling Working Paper* 2001:4 fra Danmarks Statistik.
- Petersen, T.W. 2001b. An introduction to numerical optimization Methods and dynamic programming using C++, *DREAM Arbejdsrapport*.
- Rasmussen, T.N. 1999. Tre metoder til Uddeling af omsættelige CO2-kvoter, *Nationaløkonomisk Tidsskrift*, 137:178-96.
- Stokey, N. og R. Lucas. 1989. *Recursive methods in Economic Dynamics*, Harvard University Press.

Debat og kommentarer

Hvem består på politstudiet?

Karsten Albæk

Økonomisk Institut, Københavns Universitet, E-mail: Karsten.Albaek@econ.ku.dk

1. Indledning

Den 30. januar 2001 afholdt Nationaløkonomisk Forening et møde, hvor det faldende optag til landets økonomistudier blev diskuteret. Forfatteren til dette indlæg fremførte, at problemerne var delvist selvforskyldte, og satte spørgsmålstejn ved det rationelle ved at gennemføre en adgangsbegrænsning i en situation med udbredt mangel på økonomer. Endvidere præsenteredes en statistisk opgørelse, som angav, at adgangsbegrænsningen tilsyneladende havde haft en begrænset positiv effekt på beståelsesprocenten, og en forbedring af beståelsesprocenten må betragtes som hovedrationalet for at have adgangsbegrænsning. Denne opgørelse var baseret på de studenterårsværk, som anvendes til at fordele bevillingerne til de videregående studier.

Da mit indlæg gav anledning til en vis intern diskussion, er der efterfølgende gennemført en nøjere analyse af beståelse og frafald på første årsprøve på økonomistudiet ved Københavns Universitet. Erfaringerne viser, at består de politstuderende den årsprøve, bliver langt de fleste også færdige med deres uddannelse. Resultaterne gennemgås i det følgende og giver et ganske andet billede end det, der blev præsenteret på mødet i Nationaløkonomisk Forening, og opgørelser af studenterårsværk er derfor tilsyneladende mindre egnede til at vurdere udviklingen i de studerendes forløb gennem et studium, først og fremmest

fordi disse opgørelser ikke angiver de specifikke forudsætninger blandt de tilmeldte studerende.

Dette indlæg giver svar på, hvor stor sandsynligheden er for, at en nyimmatrikuleret studerende ved økonomistudiet på Københavns Universitet består første årsprøve inden for ét år, og i hvilket omfang denne sandsynlighed varierer med forskellige forklarende faktorer som f.eks. gennemsnit ved den adgangsgivende eksamen. Analysen i det følgende giver således mulighed for at vurdere, hvor stor sandsynlighed en potentiel økonomistuderende har for at bestå første årsprøve til tiden, afhængigt af den pågældendes karakteristika. Dette er selvsagt af betydning for overvejelserne, om økonomistudiet nu også er det rette studium at søge ind på.

Frafaldet på økonomistudierne er stort sammenlignet med andre fag inden for samfundsvidenskaberne som jura, statskundskab og sociologi. For at formindske frafaldet på politstudiet er der fra sommeren 1999 indført adgangsbegrænsning. Betingelsen for at kunne begynde studiet er, at man skal have mindst 8 i gennemsnit ved den adgangsgivende eksamen, dog kan man optages med et gennemsnit på mindst 7,5, hvis karaktergennemsnittet i matematik er mindst 9. Opgørelserne i dette indlæg viser en markant sammenhæng mellem karakterniveau ved den adgangsgivende eksamen og beståelse, og adgangsbegrænsningen har således bidraget til at formindske frafaldsprocenten. Om det er tilstrækkeligt til at vurdere adgangsbegrænsningen positivt kan diskuteres, og grundlaget for en kvalificeret diskussion af dette emne skulle gerne være forbedret som følge af dette indlæg. Blandt studerende med mindst 9 i

Tak til Lars Melin og Morten Planthin fra administrationen på Københavns Universitet for tilvejebringelse af data og fortolkningen af disse. Endvidere tak for konstruktive kommentarer til udformningen af indlægget fra Troels Østergaard Sørensen, tidsskriftets redaktør Christian Hjorth-Andersen samt en anonym referee.

gennemsnit synes beståelsen sammenlignelig med andre samfundsvidenskabelige uddannelser, og forskellen i beståelsesprocent kan således i betydelig grad tilskrives forskelle i sammensætningen af de immatrikulerede studerende.

De empiriske resultater i indlægget giver anledning til overvejelser på to områder, som har en bredere interesse end diskussionen om frafald og adgangsbegrænsning på politstudiet. Det viser sig, at studerende, som begynder studierne umiddelbart efter den adgangsgivende eksamen, har mindre sandsynlighed for at bestå end studerende, som venter lidt med at begynde studierne. Dette emne har interesse for den enkelte unges valg af tidspunkt for studiestart og for vejledningen af de unge. Der er iværksat tiltag for at sikre en hurtig studiestart efter den adgangsgivende eksamen, men det kan altså ikke udelukkes, at opfyldelsen af denne målsætning vil ske på bekostning af en lavere gennemførelsesprocent. En nøjere vurdering af baggrunden for resultatet må afvente yderligere analyser, som det foreliggende datamateriale ikke giver mulighed for.

Matematiske studenter, som undlader at følge undervisningen i matematik i 3. g., har den samme sandsynlighed for at bestå som sproglige studenter, der har valgt at følge faget matematik i 2. og 3. g. Disse to grupper har cirka 20 procentpoint lavere sandsynlighed for at bestå end matematiske studenter, som har fulgt undervisningen i matematik i 3. g., når der er taget højde for forskelle i de studerendes gennemsnit til studentereksamen. Da den enkelte elev i gymnasiet selv kan vælge omfanget af matematik, er incitamentsstrukturen i forbindelse med dette valg af væsentlig betydning. Dette indlæg indeholder et forslag til forbedring af incitamentsstrukturen i gymnasieskolen, som vil sikre, at en gymnasieårgang får bedre mulighed for at gennemføre en videregående uddannelse.

Disse to emner, sammenhængen mellem beståelse og alder for adgangsgivende eksamen samt konsekvenserne af studenternes valg af fag i gymnasiet for deres mulighed for

at bestå en videregående uddannelse, synes at have en betydelig almen interesse. Adgangsbegrænsning til politstudiet synes i denne sammenhæng at have karakter af et mindre teknisk problem, som med dette indlæg skulle være rimeligt velbelyst, således at det er muligt at veje pro et contra ved vurdering af det hensigtsmæssige i et sådant optagelseskriterium.

Datagrundlaget for undersøgelsen præsenteres i næste afsnit, hvor udviklingen i optagelsestal og beståelsesprocenter også gennemgås. En samlet opgørelse af forskellige forklarende faktorerets betydning foretages i afsnit 3. Der rundes af i afsnit 4 med en diskussion af de tre overordnede emner, som følger af de empiriske resultater: Adgangsbegrænsningen til politstudiet, valg af tidspunkt for at begynde et videregående studium samt forslaget til forbedring af incitamentsstrukturen i forbindelse med valg af fag i gymnasieskolen.

2. Datagrundlag, optagelsestal og beståelsesprocenter

Datagrundlaget stammer fra Københavns Universitets studieadministrative system, som omfatter oplysninger for de enkelte studerendes studieforløb, og dette gennemgås indledningsvis. Herefter gives her et overblik over udviklingen i optaget på politstudiet. Endvidere ses der på, hvor stor en andel, der opfyldte et kriterium på 8 eller derover ved den adgangsgivende eksamen og beståelsesprocenten opgøres for de enkelte årgange, således at beståelsesprocenten før og efter adgangsbegrænsningen kan sammenlignes.¹

I det følgende anvendes ikke studenterårsværk, men opgørelser af, om nyindskrevne studerende består første årsprøve. Nogle studerende får mere end ét års studier overført fra andre uddannelsesinstitutioner, og fremstår som nyimmatrikulerede i opgørelserne af studenterårsværk, mens der i det følgende alene er medtaget de studerende, der får mindre

1. En tabel med beskrivende statistik findes i appendiks.

Tabel 1. Antal og andel af studerende, der består første årsprøve inden for ét år efter immatrikulation, fordelt på gennemsnit ved adgangsgivende eksamen og på tidspunkt for immatrikulation, immatrikulation sommeren 1997 – vinteren 2000.

Optagelses- tidspunkt:	Andel beståede				Antal immatrikulerede		
	Karakter- gennemsnit		Forskel	I alt	Karakter- gennemsnit		I alt
	mindst 8	under 8			mindst 8	under 8	
1997-2	0,570 (0,031)	0,163 (0,038)	0,407 (0,055)	0,455 (0,027)	249	98	347
1998-1	0,415 (0,068)	0,130 (0,072)	0,285 (0,114)	0,329 (0,054)	53	23	76
1998-2	0,548 (0,032)	0,223 (0,043)	0,325 (0,058)	0,459 (0,027)	248	94	342
1999-1	0,468 (0,074)	0,136 (0,075)	0,332 (0,119)	0,362 (0,058)	47	22	69
1999-2	0,619 (0,035)	0,353 (0,083)	0,266 (0,090)	0,580 (0,033)	197	34	231
2000-1	0,517 (0,094)	0,364 (0,152)	0,154 (0,180)	0,475 (0,080)	29	11	40
I alt	0,558 (0,017)	0,209 (0,024)	0,348 (0,033)	0,469 (0,015)	823	282	1105

Anm.: Standardfejl i parenteser.

end ét års studier overført. En anden forskel er, at mens en halv bestået årsprøve tæller som et halvt årsværk i studenterårsværk, vil der i tælleren i det følgende kun medtages de studerende, der består hele første årsprøve inden for ét år efter immatrikulation, det vil sige senest ved reeksaminationen i august måned. Opfylder man dette kriterium, kan man fortsætte på anden årsprøve til normeret tid, hvilket må være et hensigtsmæssigt kriterium at vurdere studieforløbet på.²

2. I denne sammenhæng er det valgt at undlade en nøjere sammenligning mellem studenterårsværk og nærværende opgørelse, idet en sådan sammenligning bliver ret orienteret mod detaljer, og emnet må hovedsageligt synes at have interesse for personer, der arbejder med studiestatistikker, men at være af en begrænset almen interesse.

Det er valgt at begrænse analysen til de studerende, der er blevet indskrevet på økonomistudiet fra sommeren 1997 og frem til og med vinteren 2000. Opgørelserne omfatter således de seneste optag, hvilket skulle give et aktuelt billede af overlevelseshastighederne. Datagrundlaget omfatter i alt 1138 immatrikulerede. Blandt disse var der 33 studerende, hvis gennemsnit ved den adgangsgivende eksamen er registreret til nul, fordi de er optaget på særlige vilkår, hvor gennemsnittet ved den adgangsgivende eksamen ikke er blevet overført til den danske karakterskala. Disse studerende er udeladt i det følgende.

Af tabel 1 fremgår størrelsen af de enkelte årgange af immatrikulerede yderst til højre. Den første årgang er sommeroptaget i 1997, betegnet 1997-2, nemlig den anden årgang i

1997, mens de studerende, der begyndte studiet i februar 1998, betegnes 1998-1. Siden februar 1997 har der været mulighed for begynde at læse økonomi på Københavns Universitet om vinteren, men vinteroptagene er noget lavere end sommeroptagene, som det ses af tabellen.

Sommerårgangen på 342 i 1998 var den sidste uden adgangsbegrænsning, og der er et fald på 111 i immatrikulationen til sommerårgangen 1999-2, som var på 231. Denne reduktion i optaget består af et fald på 51 blandt studerende med mindst 8 i gennemsnit ved den adgangsgivende eksamen og et fald på 60 blandt studerende med mindre end 8 i gennemsnit. Faldet i tilgangen til politistudiet kan således ikke alene tilskrives adgangsbegrænsningen, der er tale om en reduktion på ca. 20 procent blandt studerende med mere end 8 i gennemsnit. Tilsvarende er der en betydelig reduktion i optaget blandt studenter med mindst 8 i karaktergennemsnit fra årgang 1999-1, den sidste vinterårgang uden adgangsbegrænsning, til årgang 2000-1, den første vinterårgang med adgangsbegrænsning.

Det bemærkes, at de studerende, der har under 8 i gennemsnit efter adgangsbegrænsningen, må opfylde det andet kriterium, mindst 7,5 i gennemsnit og mindst 9 i matematik. Det synes som om, at en ikke ubetydelig andel af de studerende er kommet ind på dette kriterium.³

Andelen af studerende, der består første årsprøve inden for ét år fremgår også af tabel 1. I den nederste række ses således, at den samlede beståelsesprocent for hele perioden for alle 1105 studerende var på 47 procent. Endvidere fremgår det af den nederste række, at de studerende, der havde et gennemsnit på mindst 8, havde en beståelsesprocent på 56, mens kun 21 procent bestod blandt de studerende, der havde under 8 i gennemsnit. Forskellen på 35 procentpoint er signifikant forskellig fra nul, jævnfør standardfejlen i parentes. Af tabellens nederste række fremgår

3. Undtagelsen kan være tilfælde, hvor der er givet dispensation fra de generelle adgangsbetingelser.

også, at for hele perioden havde ca. tre fjerdedele af de studerende mindst 8 i gennemsnit ved den adgangsgivende eksamen, mens én fjerdedel havde under 8.

Der er en ikke ubetydelig variation i beståelsesprocenterne for de enkelte årgange. Beståelsesprocenterne blandt de to første sommerårgange var 46 procent, mens cirka én tredjedel blandt de to første vinterårgange bestod. Efter indførelsen af adgangsbegrænsningen er beståelsesprocenterne vokset betydeligt til 58 for den første sommerårgang og 48 for den første vinterårgang. Beståelsesprocenten er som forventeligt vokset betydeligt blandt studerende med under 8 i gennemsnit.⁴ Det fremgår imidlertid, at den høje beståelsesprocent ikke alene synes at kunne tilskrives en ændret sammensætning blandt de studerende som følge af adgangsbegrænsningen, idet beståelsesprocenten for de studerende, der havde mindst 8 i gennemsnit, også er gået op. Dog ikke så meget som for gruppen med under 8 i gennemsnit, idet forskellen i beståelsesprocent mellem de to grupper er formindsket efter adgangsbegrænsningen (men ikke så meget, at ændringen i forskellen mellem de to grupper er signifikant forskellig fra nul).

3. Forklarende faktorerers betydning for beståelse af første årsprøve

Vi ser nu på en samlet opgørelse af effekten af de forskellige karakteristika. Det drejer sig om følgende: (1) Eksamenskarakter, (2)

4. Dels er adgangskravet mindst 7,5 i gennemsnit og hertil kommer det supplerende krav om mindst 9 i matematik, hvis gennemsnittet ligger mellem 7,5 og 7,9. Karakterniveauet i matematik i gymnasiet er desværre ikke registreret data, og det er således ikke muligt at vurdere denne faktors eventuelle betydning for beståelse af første årsprøve til tiden. Men af det følgende fremgår, at de studerendes matematiske baggrund helt åbenlyst har en væsentlig betydning for beståelsen, og det må derfor formodes, at karakteren i matematik ved den adgangsgivende eksamen har en selvstændig betydning for beståelse af første årsprøve. Givet dette er tilfældet, må beståelsen for gruppen med 7,5-7,9 i karaktergennemsnit være påvirket i opadgående retning.

Tabel 2. Forklarende faktorerers effekt på sandsynligheden for at bestå første årsprøve inden for ét år efter immatrikulation og for at studere 8 måneder efter immatrikulation som resultat af probitregression, immatrikulation sommeren 1997 – vinteren 2000.

Forklarende faktorer:	Beståelse, alle immatrikulerede		Fortsat studerende efter 8 måneder		Beståelse blandt fortsat studerende	
<i>Eksamenskarakter:</i>						
-6,9	-0,317*	(0,069)	0,055	(0,038)	-0,382*	(0,079)
7,0-7,4	-0,204*	(0,076)	0,020	(0,042)	-0,252*	(0,088)
7,5-7,9	-0,137*	(0,051)	-0,016	(0,033)	-0,153*	(0,058)
8,5-8,9	0,115*	(0,048)	0,047	(0,025)	0,085	(0,051)
9,0-9,4	0,304*	(0,047)	0,077*	(0,023)	0,263*	(0,048)
9,5-9,9	0,329*	(0,052)	0,060	(0,028)	0,311*	(0,050)
10,0-	0,386*	(0,051)	0,085*	(0,027)	0,346*	(0,046)
<i>Adgangsgivende eksamen:</i>						
Matematiker, B niveau	-0,180*	(0,051)	-0,025	(0,038)	-0,202*	(0,059)
Matematiker, niveau mangler	-0,038	(0,063)	0,037	(0,035)	-0,092	(0,070)
Sproglig student	-0,217*	(0,065)	0,021	(0,045)	-0,266*	(0,076)
HF	-0,287*	(0,050)	-0,062	(0,046)	-0,324*	(0,061)
HHX	-0,172*	(0,048)	-0,038	(0,035)	-0,183*	(0,056)
HTX	-0,064	(0,112)	0,005	(0,078)	-0,122	(0,120)
Udland	-0,176	(0,087)	-0,079	(0,075)	-0,193	(0,105)
Andre	-0,316*	(0,099)	-0,032	(0,093)	-0,365*	(0,130)
<i>Eksamensalder, år:</i>						
1	0,079	(0,046)	0,044	(0,027)	0,052	(0,049)
2	0,120*	(0,050)	0,058*	(0,025)	0,086	(0,053)
3	0,092	(0,065)	0,044	(0,031)	0,047	(0,069)
4	0,147	(0,087)	0,036	(0,041)	0,122	(0,091)
5	0,087	(0,125)	0,085	(0,033)	-0,012	(0,137)
6+	-0,187*	(0,085)	0,077	(0,029)	-0,268*	(0,092)
<i>Optagelsestidspunkt:</i>						
1998-1	-0,164*	(0,066)	-0,205*	(0,064)	-0,068	(0,087)
1998-2	-0,023	(0,047)	0,040	(0,027)	-0,060	(0,051)
1999-1	-0,133	(0,073)	-0,164*	(0,065)	0,053	(0,091)
1999-2	0,059	(0,051)	0,023	(0,029)	0,036	(0,055)
2000-1	-0,008	(0,090)	-0,130*	(0,077)	0,046	(0,100)
<i>Kvinde</i>	0,051	(0,037)	0,037	(0,021)	0,026	(0,040)
Pseudo R^2	0,180		0,079		0,193	
Antal observationer	1105		1105		948	
Overlevelsessandsynlighed						
I sample	0,469		0,858		0,545	
Referencestudent	0,407		0,768		0,555	

Ann.: Robuste standardfejl i parenteser. En stjerne angiver, at koefficienten er forskellig fra nul på et 5 procents signifikansniveau. Koefficienterne er marginale sandsynligheder i en probitregression vurderet som diskrete ændringer i de forklarende variable. Signifikans er vurderet ud fra den underliggende probitregression. Referencestudenten er en mandlig matematiker med et gennemsnit mellem 8,0 og 8,4, som havde matematik på A niveau og som begyndte økonomistudiet i sommeren 1997 efter at have taget studentereksamen samme år.

adgangsgivende eksamen, (3) eksamensalder i år, (4) optagelsestidspunkt og (4) den studerendes køn. Dette gør det muligt at vurdere effekterne på beståelse, betinget af andre faktorer af betydning for at bestå første årsprøve inden for ét år efter immatrikulation på økonomistudiet på Københavns Universitet.

Analysen gennemføres som en regression, hvor den afhængige variabel er en indikator, som antager værdien 1, hvis studenten er bestået, og 0, hvis studenten ikke er bestået. Højresiden er sandsynligheden for, at den enkelte student enten er blevet placeret i kategorien bestået eller i kategorien ikke-bestået, betinget af de forklarende variable, hvor sandsynligheden for at bestå antages at følge en normalfordeling. Koefficienterne til de forklarende variable i en sådan probit-regression transformeres, således at de angiver forskellen i beståelse-sandsynlighed sammenlignet med en referencestudent. Af intervallerne for karakterer i tabel 2 fremgår det således, at gruppen med et karaktergennemsnit på 8,0-8,4 er udeladt i opgørelsen, og den anvendes derfor som referencegruppe. Det samme gælder andre karaktertræk, og referencegruppen er således mandlige matematikere med et gennemsnit mellem 8,0 og 8,4, som havde matematik på A-niveau og som begyndte økonomistudiet i sommeren 1997 efter at have taget studentereksamen samme år. En sådan student bestod første årsprøve inden for ét år med en sandsynlighed på 0,407.

Af tabellen fremgår det, at hvis studenten havde haft et gennemsnit på 9,0-9,4 i stedet for de 8,0-8,4, så ville han have haft 30,4 procentpoint større sandsynlighed for at bestå første årsprøve. Sandsynligheden for beståelse ville derfor have været 0,711 ($=0,407 + 0,304$) for en mandlig matematiker med et gennemsnit 9,0-9,4, som havde matematik på A-niveau og som begyndte økonomistudiet i sommeren 1997 efter at have taget studentereksamen samme år. Det fremgår af tabel 2, at der er en vis gevinst ved at have et endnu højere karakterniveau, men forskellen til studerende med 9,0-9,4 i gennemsnit er ikke ret stor og er ikke signifikant forskellig fra nul.

Studerende i den nedre del af karakterskalaen har besvær med at bestå, beståelsen blandt studerende med gennemsnit på 7,0-7,4 er således 20,4 procentpoint lavere ned for studerende med 8,0-8,4 i gennemsnit (svarende til, at vores referencestudent ville komme ned på at have 20,3 procents sandsynlighed for at bestå).⁵

Med en så kraftig variation i beståelsen må karakterfordelingen for de studerende, der består politstudiet, nødvendigvis afvige betydeligt fra karakterfordelingen for alle, der har taget studentereksamen. Det forholder sig sådant, at én ud af 25 blandt alle, der tog en studentereksamen i Danmark i året 1999, havde et karaktergennemsnit på 10 og derover, mens én ud af 10 blandt de politstuderende, der bestod første årsprøve, havde 10 og derover ved den adgangsgivende eksamen. I den anden ende af karakterskalaen gælder det, at 12 procent af de politstuderende, der bestod første årsprøve, havde et karaktergennemsnit under 8, mens dette gjaldt for 37 procent af studenterne for året 1999.⁶

Udover karaktererne ved den adgangsgivende eksamen har typen af adgangsgivende eksamen betydning for sandsynligheden for at gennemføre politstudiet. De valg, som de studerende træffer i det nuværende »valg-gymnasium«, har som nævnt i indledningen væsentlig betydning for deres mulighed for at bestå en videregående uddannelse som politstudiet. En student med A-niveau i matematik har valgt at følge matematik i 3. g., mens en matematisk student med matematik på B-niveau ikke har haft matematik i 3. g., og det

5. En lineær sandsynlighedsmodel giver næsten de samme resultater som i tabel 2 med den ene undtagelse, at studerende med højst 6,9 i gennemsnit har en sandsynlighed for at bestå, som ligger i den øvre del af konfidensintervallet, og koefficienterne synes derfor ikke nævneværdigt påvirket af heteroskedasticitet.

6. Beregnet ud fra Undervisningsministeriet (2000a). De studerende, der begynder på politstudiet, har lidt bedre karakterer end gennemsnittet ved studentereksamen, se appendiks for karakterfordelingen for de immatrikulerede på politstudiet.

fremgår af tabel 2, at dette fravalg af matematik reducerer beståelsessandsynligheden med 18,0 procentpoint. Det er noget mindre end forskellen på 25 procentpoint mellem den gennemsnitlige beståelsesrate for de to grupper, der var 58 procent for studerende med A-niveau og 33 procent med B-niveau, se appendiks. Forskellen kan bl.a. tilskrives, at de studerende i data med matematik på A-niveau har et lidt højere gennemsnit ved studentereksamen end studerende med matematik på B-niveau. Karaktergennemsnit og andre forklarende faktorer i tabel 2 kan altså redegøre for 7 procentpoint af forskellen på 25 procentpoint i den gennemsnitlige beståelse, mens de 18 procentpoint således kan tilskrives, at matematiske studenter på B-niveau ikke har haft matematik i 3. gymnasieklasse.⁷

Den typiske økonomistuderende er en matematisk student, der har taget matematik på A-niveau, idet 47 procent af de studerende var registrerede med denne baggrund, mens matematiske studenter med matematik på B-niveau udgjorde 10 procent af optaget. Hertil kommer de matematiske studenter, hvor niveauet ikke er registreret i data, som udgør 11 procent af optaget.

Sproglige studenter udgør 5 procent af de studerende, og de har 22 procentpoint lavere sandsynlighed for at bestå første årsprøve til tiden, således at sproglige og matematikere med matematik på B-niveau cirka har cirka den samme beståelsesprocent. Dette virker plausibelt, idet betingelsen for at sproglige studerende kan blive optaget på studiet er, at de har haft matematik som valgfag i 2. og 3. g. De har dermed en matematisk baggrund, som ikke skulle afvige væsentligt fra matematikere med matematik på B-niveau, og be-

7. Man kan risikere, at koefficienten til den adgangsgivende eksamen samt alle øvrige koefficienter i tabel 2 er inkonsistente som følge af, at eksamenskarakteren indgår som en kategoriseret variabel. Det vil være tilfældet, hvis målefejlen i eksamenskarakteren som følge af kategoriseringen er korreleret med de øvrige forklarende variable. Der er imidlertid ingen nævneværdig forskel mellem koefficienterne, når polynomier i eksamenskarakteren indgår i stedet for eksamenskarakter i kategoriseret form.

tegnelsen for de sproglige studenters baggrund er således matematik på B-niveau.⁸

Man må antage, at fravalget af matematik i 3. g i gymnasiets matematiske gren ikke er tilfældigt, og denne selektion væk fra matematik kan tænkes at påvirke koefficienten til matematikere med matematik på B-niveau. Argumentet er altså, at de ikke-observerbare karakteristika, der resulterer i studentens fravalg af matematik i 3. g, også tilsiger en lav beståelsessandsynlighed på politstudiet, således at en del af forskellen i beståelsesprocent på 18 procentpoint kan tilskrives ikke-observerbare karakteristika. Men selektionen væk fra matematik i gymnasiets matematiske gren kan ikke have noget at gøre med selektionen hen til matematik i gymnasiets sproglige gren, og når man får cirka den samme koefficient for de to grupper i tabel 2, er dette en indikation af, at koefficienterne hovedsageligt afspejler effekten af den studerendes matematiske baggrund, og at bias som følge af selektion på ikke-observerbare karakteristika spiller en mindre rolle i det foreliggende tilfælde.

Studerende med HF, HHX og HTX som adgangsgivende eksamen har også en lavere beståelse end matematiske studenter med A-niveau. Disse studerende er sammensat af studerende med forskellige forudsætninger i matematik, hvoraf nogle skulle have en matematisk baggrund, som ikke afviger væsentligt A-niveauet i gymnasiet. De resterende grupper i tabel 2 er ret små.⁹

8. For 1999 kan det beregnes ud fra Undervisningsministeriet (2000a), at 12 procent af de 7676 sproglige studenter havde valgt matematik på B-niveau. Det er således en ikke ubetydelig andel af de sproglige studenter, der vælger matematik på B-niveau, som i faglig henseende må ligge et godt stykke over niveauet for obligatorisk matematik i sproglig gren før den sidste gymnasiereform.

9. I tabel 2 er der alene præsenteret ét tal for forskellen i beståelse mellem matematiske studenter med matematik på A-niveau og andre grupper af studerende, således at forskellen i beståelsesprocent antages konstant, uanset hvilke andre karakteristika den studerende har. Forskellen i beståelsesprocent synes imidlertid mindre udtalt i halerne af karakterfordelingen, og det er derfor forsøgt at medtage forskelli-

Når der er taget højde for forskelle i karaktergennemsnit og andre forklarende faktorer viser sig således, at forskellen i de studerendes baggrund har væsentlig betydning for, hvor egnede de er til at gennemføre første årsprøve til tiden. Det er især værd at fremhæve, at hvis matematiske studenter vælger at tage matematik i 3. gymnasieklasse, har de hermed forøget deres muligheder for at bestå første årsprøve til tiden med 18 procentpoint, vel og mærke når der er taget højde for det karaktergennemsnit, de har opnået ved studentereksamen. Det er hele 10 procent af de politstuderende, som har valgt helt at undlade at læse matematik i 3. g., selv om de altså har valgt at blive matematiske studenter og dermed haft mulighed for at forberede sig godt til et videregående studium. Det er åbenlyst en meget dårlig idé at fravælge matematik i 3. g, hvis man overvejer at læse økonomi og med stor sandsynlighed også andre videregående studier, der kræver en veludviklet evne for logisk tankegang.¹⁰

ge interaktionsled mellem karakterniveau og adgangsgivende eksamen for tage højde for sådanne ikke-lineariteter i data. Selv om koefficienterne til interaktionsleddene har de rigtige fortegn, er der imidlertid ikke opnået signifikans på et 5 procents niveau på det foreliggende datagrundlag, og resultaterne er derfor ikke rapporterede.

10. Ud fra Undervisningsministeriet (2000a) kan det beregnes, at 75 procent af de matematiske studenter havde matematik på A-niveau i 1999, mens de resterende nøjedes med matematik på B-niveau. Det forlyder fra pålidelige kilder, at fravalget af matematik i 3. g. i en ikke ubetydelig udstrækning kan tilskrives bestræbelser på at komme op over grænsekvoteinterne til de videregående studier. Det er jo et rationelt valg, hvis der er større chance for at opnå en højere karakter i andre fag. De pålidelige kilder inkluderer formanden for Gymnasieskolernes Rektorforening, Marianne Zibrandtsen, der i Berlingske Tidende af 5. august 2001 er citeret for følgende: »Eleverne er meget bevidste om adgangskravene, og nogle elever spekulerer nok i at tage »bløde« fag for at få så højt et karaktergennemsnit som muligt. Hermed får de adgang til den ønskede uddannelse, og så satser de på at kunne tage et suppleringsfag efter studentereksamen, hvis det er nødvendigt«.

Gennemsnitskarakteren ved studentereksamen giver således ikke et retvisende indtryk af muligheden for at bestå et videregående studium som økonomistudiet. Med den foreliggende opgørelse er det imidlertid muligt at konvertere værdien at tage matematik i 3. matematiske gymnasieklasse til et antal point på karakterskalaen. Af tabel 2 fremgår det, at der er 30 procentpoints forskel i beståelse mellem studenter med karaktergennemsnit i intervallet 8,0-8,4 og i intervallet 9,0-9,4, svarende til ét karakterpoint (forskellen mellem intervalmidtpunkterne 8,25 og 9,25). Matematik på A-niveau forøger beståelsessandsynligheden med 18 procentpoint, som derfor svarer til en forskel på 0,6 karakterpoint (= $1,0 \times 18/30$). Beregningen gælder for denne del af karakterskalaen, hvor overvejelser vedrørende valg af fag i gymnasiet for at sikre sig adgang til videregående studier må synes at være særligt relevante.

Et bedre mål for egnethed til at gennemføre et videregående studium ville opnås, hvis adgangskvotienten blev beregnet som et vejte gennemsnit mellem eksamensgennemsnittet ved studentereksamen og karakteren i matematik som tilvalg med vægtene 0,9 og 0,1 (hvor karakteren sættes til nul, hvis man ikke har valgt matematik). Hvis man f.eks. får 8 i matematik, som cirka er den gennemsnitlige karakter i faget, bliver der således lagt 0,8 til det øvrige gennemsnit, vægtet med 0,9. Dette svarer cirka til de 0,6 karakterpoint ovenfor, og den manglende egnethed til at gennemføre et videregående studium, der følger af at fravælge matematik, bliver derfor netop neutraliseret for en student med gennemsnitskarakter i matematik.

Som nævnt i indledningen er det ikke ale- ne valg af fag i gymnasiet, der har betydning for beståelse af en videregående uddannelse, men valg af tidspunkt for studiestart efter den adgangsgivende eksamen kan muligvis også have betydning. Af koefficienterne til alder for den adgangsgivende eksamen i tabel 2 fremgår det, at hvis man ventede 2 år med at begynde studiet skulle man i gennemsnit have hele 12 procentpoint større sandsynlighed for

at bestå første årsprøve til tiden.¹¹ De andre koefficienter er lidt lavere, men det samlede billede tilsiger, at de studerende, der begynder umiddelbart efter den adgangsgivende eksamen, i gennemsnit har sværere ved at bestå første årsprøve til tiden end de studerende, der venter lidt med at begynde studierne.¹²

Spørgsmålet er, hvordan man skal fortolke disse koefficienter. Én mulighed er, at der for nogle studerende er en vis positiv effekt på beståelsessandsynligheden ved at vente lidt med at påbegynde studiet. En positiv koefficient afspejler således en bedre evne til at bestå, betinget af de øvrige forklarende variable. Men det kan ikke være selve det at vente, der giver et positivt bidrag. Hvis der ikke er sket noget undervejs, udover at man er blevet ét år ældre, så vil koefficienten være nul. En positiv koefficient fanger altså ét eller andet, der er sket med de studerende, som giver en højere sandsynlighed for at bestå eksamen. Hvad enten det er evner, motivation eller noget tredje, der udvikles ved at vente lidt, er disse forhold ikke observerbare i data, men altså korrelerede med alderen for den adgangsgivende eksamen. En anden mulighed er heterogenitet blandt de studerende med hensyn til beståelsessandsynlighed, betinget af de observerbare karakteristika. Argumentet er, at en relativt stor del af de studerende, der begynder studiet efter beståelse af den adgangsgivende eksamen, har en lav beståelsessandsynlighed, som også ville have været gældende, selv de begyndte studiet på et senere tidspunkt. Problemet med argumentet er, at det vanskeligt at se, hvorfor de studerende skulle have sorteret sig på denne måde, tværtimod

11. Dette er noget mere end de 6 procentpoint, der er forskellen mellem den gennemsnitlige beståelse for eksamensalder 2 og eksamensalder 0, se appendiks, hvilket tyder på, at de studerende, der venter lidt med at begynde studiet, har nogle øvrige karakteristika, som tilsiger en lav beståelsesprocent.

12. Det er værd at bemærke, at den overvældende majoritet af de studerende begynder studiet ret kort tid efter den adgangsgivende eksamen. Således begynder 78 pct. senest 2 år efter den adgangsgivende eksamen, og 88 pct. senest 3 år efter den adgangsgivende eksamen, se appendiks.

skulle man jo synes, at de studerende, der begynder umiddelbart efter den adgangsgivende eksamen, netop er orienterede mod at komme i gang og gennemføre et studium.

Blandt de resterende forklarende variable er en opgørelse af forskellene i beståelsesprocenterne mellem de forskellige årgange. Heraf fremgår det, at vinterårgangene synes at have en lidt lavere beståelse end sommerårgangene.

Endelig kan det nævnes, at kvindelige studerende har 5,1 procentpoint større sandsynlighed for at bestå første årsprøve inden for ét år efter immatrikulation ved økonomistudiet på Københavns Universitet end de mandlige studerende, når der er taget højde for andre karakteristika. Fem procent er et pænt højt tal, men koefficienten er desværre ikke signifikant forskellig fra nul på et 5 procents niveau. Det er imidlertid overvejende sandsynligt, at der er forskel i beståelsesprocenten mellem mandlige og kvindelige studerende. Koefficienten har en p-værdi på 0,17 og det er således 83 procents sikkert, at der er forskel på mandlige og kvindelige studerende hvad angår beståelsesprocent.

Tilsyneladende har det indtryk fæstnet sig fra tidligere opgørelser, at kvindelige studerende skulle have det mere besværligt på studiet end mandlige, men det kan helt klart afkræftes hvad angår beståelsen på første årsprøve, når denne opgøres på et aktuelt data-materiale. Der er 29 procent kvindelige studerende i data, og kvindeandelen på økonomi er således én af de laveste på Københavns Universitet, hvor flertallet af de studerende er kvinder. Denne undersøgelse dokumenterer, at der ikke er nogen grund til, at kvindelige studerende skulle holde sig væk fra økonomistudiet, fordi det skulle være mere besværligt at gennemføre end for mandlige studerende, tværtimod er det overvejende sandsynligt, at kvindelige studerende klarer sig bedre. Og som det fremgår af det forrige, der er jo nærmest garanti for at gennemføre studiet, hvis man ellers har de rigtige forudsætninger.

Efter gennemgangen af de forskellige forklarende faktorerets betydning, kan det indses,

at referencestudenten har en række uheldige egenskaber, når det drejer sig om bestå politstudiet. Hvis han havde haft et eksamensgennemsnit på 9,0-9,4 ville beståelsessandsynligheden være 0,711, men der ville være yderligere gevinst ved at vente et år med at begynde studiet (+0,079), ved at begynde studiet på et tidspunkt, hvor årgangen har en høj gennemførelsesrate som årgang 1999-2 (+0,059), samt endelig ved at være kvindelig studerende i stedet for mandlig (+0,051). Når tallene lægges sammen, kommer man lige op på 90 procent i beståelsessandsynlighed. Gennemsnittet må ligge mellem den lave beståelsesprocent på 70 og den høje på 90, og dette passer pænt med, at den gennemsnitlige beståelsesprocent i data er ca. 80 procent for matematikere med matematik på A-niveau og et eksamensgennemsnit på mindst 9.

En af årsagerne til, at de studerende ikke bestod første årsprøve, kunne være, at de var holdt op med at studere økonomi. Hvis de studerende ikke alene er holdt op med at studere, men også har udmeldt sig fra studiet, indeholder datamaterialet en angivelse af det antal måneder efter tidspunktet for immatrikulation, hvor frameldingen er foregået.

Det tidligste tidspunkt for at gå til første årsprøve, hvis man følger det normerede studieforløb, er 9 måneder efter immatrikulation. Andelen af studerende, der stadig var indskrevne mindst 9 måneder efter immatrikulation, var 85,8 procent. Man kunne forestille sig, at de faktorer, der er af betydning for beståelse af første årsprøve, også har betydning for, om de studerende fortsat er indskrevne på studiet. For at belyse om dette er tilfældet, er der gennemført en estimation af sandsynligheden for fortsat at være studerende efter 8 måneder. Resultatet fremgår af de to midterste søjler i tabel 2.

Det fremgår, at der er visse mindre forskelle mellem referencestudenten og de andre studerende med hensyn til at overleve de første 8 måneder på studiet. De studerende, som har et gennemsnit på 9 og derover, har en signifikant højere overlevelsessandsynlighed, men flere af koefficienterne for studerende

med lavere gennemsnit er også positive. Endvidere synes der at være en klar tendens til, at vinterårgangene melder sig ud at studiet i et større omfang end sommerårgangene.

Det mest interessante ved de to midterste søjler er koefficienterne til eksamensalder, som alle er positive, og koefficienternes størrelsesordenen er cirka 5 procent. Men det vil sige, at de studerende, der begyndte studiet umiddelbart efter den adgangsgivende eksamen, havde et frafald, der var 5 procentpoint højere end de studerende, der ventede med at begynde studiet. Den lave beståelse blandt studerende, der begynder umiddelbart efter den adgangsgivende eksamen, kan altså delvist tilskrives, at de holder op med at læse og udmelder sig af studiet inden den første eksamen. Mønstret er ret systematisk, selv om kun en enkelt af koefficienterne er signifikant forskellig fra nul.

De to sidste rækker i tabel 2 angiver sandsynligheden for bestå første årsprøve, givet at man er indskrevet efter 8 måneder. Det fremgår, at den gennemsnitlige beståelsesprocent er 55 pct. Dette er et underkantskøn for beståelsesprocenten ved eksamen, idet de studerende jo ikke nødvendigvis melder sig til eksamen, selv om de stadig er indskrevne. Da der er tale om en betinget sandsynlighed kan de 55 pct. beregnes som den første overlevelsessandsynlighed i tabellen divideret med den anden ($0,545 = 0,469/0,858$).¹³

Resultaterne i de to sidste søjler er nogenlunde de samme som resultaterne i de to første søjler. Der er visse mindre forskelle, som altså kan tilskrives, at frameldingen fra studiet ikke er ens i de forskellige grupper: Hvis frameldingen er stor, forøges beståelsesprocenten for dem, der er tilbage, relativt til op-

13. Dette kommer til at passe med en afvigelse på én på sidste decimal, hvilket foruden afrunding kan tilskrives, at det er lykkedes for en enkelt student at bestå første årsprøve inden for 8 måneder for så også at framelde sig studiet inden for 8 måneder. Der skal gøres opmærksom på, at en sådan beregning ikke nødvendigvis kommer til at passe for de enkelte grupper. Dette kan tilskrives, at det i denne sammenhæng er valgt at gennemføre estimationerne uafhængigt af hinanden.

gørelserne i de to første søjler i tabel 2 og omvendt, hvis frameldingen er lille.

I forbindelse med eksamensalder ses det således, at der stadig er en gevinst ved at vente lidt med at begynde studiet, men ikke så meget, som den første søjle i tabel 2 tilsiger. Blandt de studerende, der begyndte studiet umiddelbart efter den adgangsgivende eksamen, var der en større tilbøjelighed til at melde sig ud at studiet, og blandt dem, der fortsat var indskrevne for tidspunktet for den første eksamen, er der altså stadig en lavere beståelsesandsynlighed. Hvis man tager udgangspunkt i koefficienterne for studerende med en eksamensalder på 1 og 2 år, hvor en stor del af de studerende befandt sig, bliver indtrykket, at den lave beståelsesprocent for de studerende med eksamensalder nul for cirka halvdelens vedkommende kan tilskrives, at de har frameldt sig studiet før den første eksamen, mens den anden halvdel kan tilskrives, at de ikke består til tiden, givet at de stadig er indskrevne.

4. Diskussion

Der afrundes med en diskussion af de tre emner, der har været lagt vægt på ved gennemgangen af de empiriske resultater. Først behandles diskussionen om adgangsbegrænsning til politistudiet, som især har interesse for læsere med tilknytning til professionen. Herefter behandles spørgsmålet valg af tidspunkt for studiestart til en videregående uddannelse og spørgsmålet om valg af fag i gymnasiet. Begge disse emner synes at have en bredere interesse, og de empiriske resultater i indlægget og de heraf afledte overvejelser kan have en potentiel relevans for tilrettelæggelsen af nationens uddannelsespolitik.

Et hovedresultat af denne undersøgelse er, at studerende med de rette forudsætninger har særdeles gode muligheder for bestå studiet. Matematiske studenter med matematik som tilvalg i 3. g. og et karaktergennemsnit på mindst 9 har således cirka 80 procents sandsynlighed for at bestå første årsprøve til tiden.

Beståelsesraterne er noget lavere for andre studerende, og en anledning til dette studium

har været et forsøg på en nøjere vurdering af det hensigtsmæssige i den adgangsbegrænsning, der blev indført på økonomistudiet ved Københavns Universitet fra sommeren 1999. Hovedreglen er, at man nu skal have 8 i gennemsnit for at komme ind på studiet. Den gennemsnitlige beståelsesprocent for studerende med 7,5-7,9 i gennemsnit, dvs. lige under optagelsesgrænsen, var ca. én fjerdedel.¹⁴ Disse studerende har altså ikke mere mulighed for at begynde økonomistudiet på Københavns Universitet, med mindre de har opnået karakteren 9 i matematik ved den adgangsgivende eksamen.

Spørgsmålet om sådanne studerende burde have adgang til at læse økonomi ved Københavns Universitet må primært være en afvejning mellem to forhold. Adgangsbegrænsningen medfører et tab i tilgangen af økonomer til arbejdsstyrken, og for øjeblikket er der en pæn efterspørgsel efter arbejdskraft med disse kvalifikationer. De studerende, der ville have bestået i fravær af adgangsbegrænsningen, ville have lagt en ikke ubetydelig arbejdsindsats undervejs, ellers ville de ikke have bestået første årsprøve på økonomistudiet ved Københavns Universitet. Måske er den efterfølgende karriere på som økonom på arbejdsmarkedet primært betinget af personlige karaktertræk, som måske ikke er snævert korreleret med evner til at generere høje eksamens karakterer, givet at man altså har erhvervet sig den analytiske tilgangsvinkel til samfundsmæssige problemer, der er nødvendig for at bestå økonomistudiet på Københavns Universitet.

Ulempen ved et frit optag er omkostningerne ved, at den resterende gruppe, som ikke gennemfører studiet, alternativt kunne have lavet et eller andet mere produktivt. Der er vist ikke så megen viden om, hvad denne gruppe ellers ville have foretaget sig. Men hvis man multiplicerer en timeløn på arbejdsmarkedet på selv et konservativt skøn over

14. Se appendiks. Dette var et gennemsnit mellem 38 procent for matematiske studerende med matematik på A-niveau og 16 procent for resten.

den spildte tid, er det klart, at man komme op på ganske store omkostninger ved et frit optag. Spørgsmålet er imidlertid, om det er den relevante sammenligning: Hvis der er en politisk målsætning om, at unges gennemførelse af en erhvervs-mæssig uddannelse er en hovedprioritet i uddannelsespolitikken, er det relevante spørgsmål vel snarere, hvordan det uddannelsesmæssige forløb ser ud for de personer, som adgangsbegrænsningen holder ude fra økonomistudiet. Blandt matematiske studenter med et gennemsnit på 7,0-7,4 bestod cirka én fjerdedel første årsprøve til tiden, givet de havde valgt matematik i 3. g. Når sådanne studerende holdes ude fra studiet, må argumentet vel være, at de som alternativ til at læse økonomi på Københavns Universitet vælger at indskrive sig på en anden uddannelse, hvor mindst 25 procent består til tiden, og hvor der forhåbentligt er et efterfølgende behov for personer med denne uddannelse, som minder om behovet for økonomer på arbejdsmarkedet.

Det store frafald på økonomistudiet sammenlignet med andre samfundsvidenskabelige studier har vakt opmærksomhed, og der er udtrykt ønske om, at frafaldet reduceres. Fra-faldet på økonomistudiet sammenlignes ofte med frafaldet på jura, statskundskab og sociologi, der er betydeligt lavere. Undervisningsministeriet (2000b) indeholder sammenlignelige opgørelser, og det kan således noteres, at gennemførelsesprocenten til bachelorniveau for økonomiuddannelserne er beregnet til 57 procent, mens den for jura er oppe på 74 procent.¹⁵ På jura, statskundskab og sociologi er der adgangsbegrænsning, og grænsekvotienten for studerende optaget på kvote I ligger over 9. Beståelsesprocenten for økonomistuderende med 9,0 i gennemsnit eller derover er på godt 70 pct., altså et omfang, der ikke ligger langt fra det niveau, som skulle gælde for

de andre studier inden for samfundsvidenskab. Hvis der blev indført en adgangsbegrænsning svarende til den på de andre studier, skulle problemet med frafald på økonomistudiet således være løst.

Det emne i nærværende indlæg, som umiddelbart synes at have den bredeste interesse, er resultaterne omkring alder for den adgangsgivende eksamen. Dette emne har bl.a. været diskuteret i forbindelse forøgelsen af kvote 1 til de videregående uddannelser, hvor der er adgangsbegrænsning, på bekostning af størrelsen af kvote 2, hvor de studerende typisk har haft en pause i uddannelsesforløbet. Sigtet med ændringen skulle være, at flere unge begynder studierne umiddelbart efter den adgangsgivende eksamen. Fra nogle uddannelsesinstitutioner har det i foråret 2001 været fremført, at frafaldet tilsyneladende er steget, efter adgangsreglerne er lavet om. Dette peger på et behov for yderligere viden om årsagerne til det høje frafald blandt studerende, der kommer direkte fra eksamensbordet.

En første indsats på dette område kunne være at foretage en statistisk analyse for at forsøge at identificere risikogruppen ved at undersøge, om frafaldne studerende med eksamensalder nul har nogle andre karakteristika end dem, der består første årsprøve til tiden (og det synes at være tilfældet, jfr. resultaterne i dette indlæg), men en sådan øvelse er udeladt i denne sammenhæng. Frameldingen fra studiet inden den første eksamen blandt studerende med eksamensalder nul var ca. 5 procentpoint højere end frameldingen blandt studerende med eksamensalder et og to, og da der i datamaterialet var 228 studerende med eksamensalder nul, svarer dette altså til cirka 11 studerende over en 3-årig periode eller cirka 4 om året. Som læseren måske har bemærket, er der i dette indlæg i et vist omfang kommenteret på koefficienter, som ikke fremtræder som signifikant forskellige fra nul på et 5 procent signifikansniveau, og det vil blive endnu værre, hvis man begynder at undersøge, hvordan et ekstra frafald på 11 studenter er fordelt på karakteristika. Størrelsesordenen af problemet er begrænset for økonomistudiet

15. De gennemsnitlige beståelsesprocenter er beregnet ud fra henholdsvis tabel 6.41 og tabel 6.57. Opgørelserne er foretaget for årene 1995-1998. Publikationen indeholder ikke opgørelser for statskundskab og sociologi.

set isoleret, og det er sandsynligvis også begrænset, hvor meget der fra et enkelt studium kan gøres for at formindske problemet.

Hvis det imidlertid forholder sig sådan, at der også er et relativt stort frafald blandt studerende, der kommer direkte fra eksamensbordet, hos andre fag end økonomer, så er størrelsesordenen af problemet noget anderledes. Hvis problemet er tilstrækkeligt stort hos andre videregående uddannelser, er der mulighed for at gennemføre en statistisk analyse, f.eks. ved at supplere et datasæt som det nærværende med yderligere variable af relevans for problemstillingen, og fænomenet kan også analyseres på andre måder. Sådanne yderligere analyser på området må være relevante i forbindelse med information og vejledning til potentielle studerende i forbindelse med deres valg af studium og tidspunkt for indskrivning på studium.

Blandt andet kan nævnes, at det ville være værdifuldt med information om tidligere studieaktivitet, således at det blev muligt at foretage en vurdering af dette forholds betydning for beståelsen. En del af de immatrikulerede på politstudiet må formodes at have prøvet at gå på et andet studium. Det er således opgjort, at kun 67 procent af tilgangen til økonomiuddannelserne kom fra ungdomsuddannelserne i 1998, mens 17 procent havde været indskrevet på en anden bacheloruddannelse, 4 procent kom fra en kandidatuddannelse, og 4 procent kom fra andre videregående uddannelser.¹⁶ Det synes således ikke usædvanligt at prøve et andet studium først, men det kan alene gælde for de studerende, der har en eksamensalder på mindst ét år. En mulig forklaring på den lave beståelsesprocent for de studerende med eksamensalder nul er derfor, at de studerende, der først har prøvet en anden uddannelse, er mere sikre i studievalget og derfor har en højere gennemførelsesprocent. Men det er ren hypotese, og det kan kun afklares, om der er noget om dette, hvis data in-

16. Se Undervisningsministeriet (2000b), tabel 6.40. De resterende kategorier er erhvervsfaglige uddannelser, 8.-10. klasse samt omverdenen. Universiteterne er inkluderet i »økonomiuddannelserne«, mens handelshøjskolerne er opgjort særskilt.

deholder oplysninger om de studerendes eventuelle studieaktivitet i perioden mellem beståelse af adgangsgivende eksamen og indskrivning på politstudiet.

I diskussionen af fortolkningen af koefficienterne til eksamensalder er der af sproglige og fremstillingsmæssige årsager anvendt udtrykket »vente« med at begynde studiet, og det synes hensigtsmæssigt at fremhæve, at koefficienterne afspejler forskellen i beståelsesrater for de studerende, som rent faktisk er begyndt på studiet. Som det er fremgået af diskussionen, implicerer dette ikke nødvendigvis, at de studerende, som begyndte studiet umiddelbart efter den adgangsgivende eksamen, i gennemsnit ville have oplevet en vækst i beståelsen svarende til de rapporterede koefficienter, hvis de alternativt havde valgt at udsætte studiestarten. Dette gælder så meget desto mere for den enkelte studerende, og resultaterne i indlægget skal derfor ikke fortolkes som en anbefaling af at »vente« med at begynde politstudiet (og som nævnt kan selve det at »vente« jo ikke have nogen betydning for beståelsen). Da området er relevant både for den enkelte potentielle studerende og for vejledningsindsatsen, synes yderligere analyser ønskelige.¹⁷

Endelig er der forslaget om at vægte karakteren i matematik som tilvalg med 10 procent og gennemsnittet for studentereksamen

17. Zangenberg og Zeuthen (1997), s. 48-51, foretager en opgørelse af gennemførelsesprocenter fordelt på ventetiden for den først påbegyndte uddannelse. Forløbet af gennemførelsesprocenterne for den først påbegyndte uddannelse kommer tæt på forløbet af de ikke-betingede beståelsesprocenter for politstudiet. Gennemførelsen af én eller anden uddannelse, afhængigt af ventetiden til den først påbegyndte uddannelse, afhænger af typen af den først påbegyndte uddannelse. For de lange videregående uddannelser vokser beståelsesprocenten lidt fra nul til ét år for herefter at falde, mens gennemførelsesprocenten for andre videregående uddannelser er kraftigt stigende op til en ventetid på tre år hvorefter faldet sætter ind. Studieskift har et betragteligt omfang: Af tabel 2.1 i Zangenberg og Zeuthen (1977) fremgår det, at cirka halvdelen af en studenterårgang påbegynder to eller flere uddannelser, og der synes således at være betydelige gevinster at hente ved en forbedring af præcisionen i forbindelse med studievalg og studiestart.

med 90 procent, når der skal optages studerende til de videregående uddannelser.¹⁸ Den direkte anledning til forslaget er opgørelserne i dette indlæg, der viser, at de matematiske studenter, som har taget matematik i 3. g., har langt større sandsynlighed for at bestå første årsprøve til tiden end de matematiske studenter, som har fravalgt matematik i 3. g. Det er på ingen måde nogen hemmelighed, at økonomistudiet på Københavns Universitet gør udstrakt brug af matematik som hjælperedskab, og det kan derfor synes underligt, at et pænt stort antal studerende forsøger sig på studiet efter at have fravalgt dette fag i 3. g. Og det er jo ikke kun faget økonomi, der anvender en del matematik, det samme gælder en del andre studier, hvor adgangskravene er fastsat for at sikre en rimelig sandsynlighed for at gennemføre studiet og ikke for at begrænse optaget.

Men fravalget af matematik i 3. g. er måske netop ikke underligt. Hvis en studerende gerne vil holde muligheden åben for at komme ind på et studium med høje grænsekvotienter, og der er mulighed for at opnå en højere karakter i et andet fag end matematik, står den pågældende over for følgende valg: Hvis matematik vælges, reduceres sandsynlighe-

den for at komme ind på studier med høje grænsekvotienter, men hvis matematik fravælges, reduceres sandsynligheden for at gennemføre de øvrige studier. Det er meget besynderligt at have et system, der stiller et ungt menneske over for et sådant valg. En gennemførelse af forslaget vil således forbedre incitamentsstrukturen i gymnasiet.¹⁹

Optaget på studier med stor søgning i forhold til behovet for kandidater har karakter af et nulsums-spil: Hvis én ansøger kommer ind, er der en anden ansøger, som ikke kommer ind. Der er tale om et nulsums-spil hvad angår fordelingen af pladser på studier med høje grænsekvotienter, men hvad angår det efterfølgende studieforløb for en samlet studentearårgang er der på ingen måde tale om et nulsumsspil. Resultaterne fra denne undersøgelse tyder på, at matematik ikke vægtes hensigtsmæssigt ved optagelsen til i hvert fald politistudiet – og sikkert også andre studier. Gevinsten ved at gennemføre forslaget er, at det giver en samlet studentearårgang bedre muligheder for at gennemføre en videregående uddannelse, og det må derfor også forventes, at det samlede uddannelsesnivea i arbejdsstyrken forøges.

18. Tanken er altså, at denne vægtning skal gælde for samtlige videregående uddannelser med adgangsbegrænsning. Det bemærkes, at matematiske færdigheder er af en betydelig værdi for en stor del af studierne med adgangsbegrænsning, og at det er vanskeligt at forstille sig et studium, hvor en vis matematisk kunnen ikke er nyttig.

19. Forslaget forudsættes at omfatte den sproglige gren af gymnasiet, således at den store gruppe studenter, der for indeværende fravælger matematik i 2. og 3. g, også får forbedret deres muligheder for at gennemføre en videregående uddannelse.

Litteratur:

Undervisningsministeriet. 2000a. *Gymnasieskolen i tal 1999/2000*. København.

Undervisningsministeriet. 2000b. *Gennemførelse, studieskift og frafald – fra ungdomsuddannelserne til Ph.d.* København.

Zangenberg, C.U. og H. Zeuthen. 1997. *Den hvide hue. Hvad fører den til?* København.

Appendiks:*Tabel A. Middelværdi og andel beståede inden for ét år efter immatrikulation for forklarende faktorer, immatrikulation sommeren 1997 – vinteren 2000.*

Variable:	Andel i sample	Andel bestående	Variable:	Andel i sample	Andel bestående
<i>Eksamenskarakter:</i>			<i>Eksamensalder, år:</i>		
-6,9	0,05	0,08	0	0,21	0,44
7,0-7,4	0,05	0,18	1	0,33	0,53
7,5-7,9	0,16	0,25	2	0,24	0,50
8,0-8,4	0,22	0,38	3	0,10	0,45
8,5-8,9	0,21	0,50	4	0,04	0,44
9,0-9,4	0,15	0,68	5	0,02	0,33
9,5-9,9	0,10	0,72	mindst 6	0,05	0,18
10,0-	0,07	0,76			
<i>Adgangsgivende eksamen:</i>			<i>Optagelsestidspunkt:</i>		
Matematiker, A niveau	0,47	0,58	1997-2	0,31	0,46
Matematiker, B niveau	0,10	0,33	1998-1	0,07	0,33
Matematiker, niveau mangler (a)	0,11	0,52	1998-2	0,31	0,46
Sproglig student	0,05	0,33	1999-1	0,06	0,36
HF	0,08	0,19	1999-2	0,21	0,58
HHX	0,13	0,41	2000-1	0,04	0,48
HTX	0,02	0,43			
Udland	0,03	0,47	<i>Kvinde</i>	0,29	0,49
Andre (b)	0,01	0,19			

Noter: (a) Data for disse studerende omfatter ikke en registrering af, om matematik er gennemført på A- eller B-niveau. (b) Omfatter »Gymnasiale indslusningskurser for flygtninge«, samt »Anden studentereksamen« som skulle dække over forskellige forsøgsordninger.

Reformen af økonomistudiet i København

Peter Erling Nielsen

Økonomisk Institut, Københavns Universitet, E-mail: Peter.Erling.Nielsen@econ.ku.dk

På Økonomistudiet på Københavns Universitet justeres og tilpasses fagrækken og fagenes indhold løbende, men der har været længe mellem større strukturelle ændringer – de såkaldte studiereformer, som udløser udarbejdelse af nye studieordninger.¹ Formålet med det følgende er at beskrive, perspektivere og begrunde den reform, hvis tilhørende studieordning blev vedtaget i sommeren 2001 med virkning fra 1. september.

Forhistorie

I 1971 opdelte man 1. del i tre årspøvers, således at de studerende nu kom til eksamen undervejs i forløbet. Samtidig benyttede man lejligheden til at gennemføre en kraftig – og tiltrængt – modernisering af fagenes indhold. Man understregede ved denne lejlighed det princip, at studiets indledende dele (1., 2. og 3. årspøve) indeholdt det grundlæggende, fælles og obligatoriske stof, mens 2. del var et frit studium, hvor der kan vælges mellem et meget stort antal kursustilbud – det meste inden for økonomi og statistik, men også meget i tilgrænsende områder (jura, matematik, politologi, sociologi, IT osv.).

Med 1989-studieordningen så man bl.a. kritisk på 3. årspøve – skulle man benytte

dette studieår til at forøge mængden af fælles fagligt stof eller skulle man anvende princippet med fuld valgfrihed, som dette blev praktiseret på 2. del. Det blev et kompromis, hvor meget fælles obligatorisk stof blev kombineret med en vis frihed til at vælge mellem en række nye fag, hvis niveau skulle bygge bro mellem det traditionelt elementære på 1. del og det videregående specialiseringsstof på, hvad dengang kaldtes »overbygningen«.

I 1994 udsendte Undervisningsministeriet den første fælles bekendtgørelse for økonomiuddannelserne på universiteterne i Odense (nu Syddansk), Ålborg, Århus og København. Det samlede studium opdeles nu i to dele: BA-uddannelsen på 3 år og kandidatstudiet på 2 år; samtidig indføres detaljerede regler for studierne indhold, BA-projektet (afsluttende opgave på 3. år) gøres obligatorisk og princippet om, at man kan flytte uddannelsessted efter BA knæsesættes. For Københavns og Århus universiteter betød 94-bekendtgørelsen ikke store forandringer, da Ministeriet skrev bekendtgørelsen med udgangspunkt i, hvad de to gamle universiteter havde foretaget sig i de foregående år – som beskrevet ovenfor, så havde vi nogle år i forvejen fuldt ud indført 3 + 2 modellen. Men der måtte naturligvis skrives nye studieordninger.

Det undervisningspolitiske formål med at opdele de hidtidige, ubrudte forløb i to uddannelser, et BA-studium på 3 år og et kandidatstudium på 2 år var utvivlsomt at få overbevist nogle af de studerende om, at man kunne forlade universitetet til fordel for arbejdsmarkedet efter et kort studieforløb. Tilsvarende skulle aftagerne nøjes med BAere til en del af arbejdsfunktionerne. Vi indrettede loyalt BA-studiet således, at man på 3. år kunne vælge mellem et afrundings- og et fortsættelsesforløb. Bestræbelserne mislykkedes fuldstændigt, idet ingen BA i økonomi indtil nu har valgt permanent at forlade uddannelsessyste-

1. Retsgrundlaget for videregående uddannelser er *Universitetsloven, Eksamenbekendtgørelsen og Uddannelsesbekendtgørelsen (her Bekendtgørelse nr. 656 af 3. juli 2001 Bacheloruddannelsen i økonomi og Kandidatuddannelsen i økonomi (Økonomiske uddannelser))* – den første vedtages af Folketinget og de to andre udstedes af Undervisningsministeriet. På baggrund af disse overliggende sæt af bestemmelser udarbejder institutionerne (i praksis de enkelte studienævne) studieordninger som indeholder regler for uddannelsens indhold, eksamener, afleveringsregler osv. På Økonomistudiet på Københavns Universitet findes endvidere en (elektronisk) *Studiehåndbog*, som revideres løbende. Studiehåndbogen indeholder en lang række praktiske råd og udfyldende regler. Dette hierarki af bestemmelser kan læses på <http://www.sis.ku.dk/samf/>

met, ligesom arbejdsgiverne har været særdeles kritiske. Under en diskussion om denne sag med en delegation for OECD udbrød en af erhvervsrepræsentanterne i konsistorium, »Hvorfor skal vi betale næsten fuld pris for den halve vare? Kandidatgraden passer os fint!«

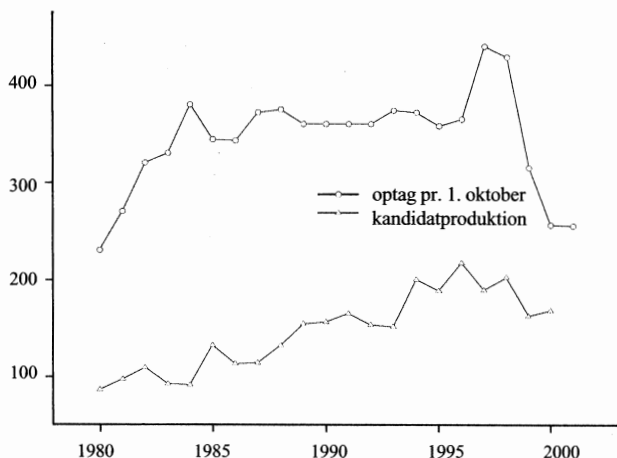
Men todelingen af uddannelsesforløbet har haft andre virkninger. For det første er mobiliteten mellem uddannelsesinstitutionerne blevet forøget. Det er blevet nemmere og mere nærliggende at skifte fra ét universitet til et andet efter BA, hvilket har givet kandidatstudiet i økonomi en beskedent nettilgang i forhold til, at vi blot skulle have optaget vores egne BA'ere. Omvendt er det også blevet lettere for vores studerende at blive optaget på udenlandske universiteter, når man på linie med alle andre har kunnet fremvise et BA-eksamensbevis. Internationaliseringsvolumenet er vokset voldsomt i 90'erne – vi modtager mange studerende, der tager korte forløb hos os, men BA-beviset giver vores studerende adgang til at opnå master-grader i udlandet.²

I København udarbejdede vi af egen drift en ny studieordning igen i 1999. En væsentlig ændring bestod i, at sammenbindingen mellem eksamener på de enkelte årsprøver blev løsnet – tidligere skulle man til eksamen i det hele, hvis noget var dumpet. Dette havde en særlig kraftig effekt på Økonomistudiet. På mange andre studier anvendes en stopprøve, som er en begrænset delmængde af eksamenerne på 1. årsprøve. Bestod man ikke stopprøven, skulle alle fag i denne prøve tages om. På Økonomistudiet var – og er – stopprøven sammenfaldende med 1. årsprøve. Reglen var derfor, at hele årsprøven skulle tages om, hvis man ikke bestod i et eller flere fag.

2. Typisk ønsker vores studerende at følge et ét-årigt masterforløb i USA eller Storbritannien. De studerende får så efterfølgende merit for disse uddannelser i deres kandidatuddannelse på Københavns Universitet. Givet det forhold, at et stort og voksende antal af vores fag på kandidatstudiet udbydes på engelsk, så kunne man overveje at tilbyde udenlandske studerende en komplet toårig kandidatuddannelse. For deltagere uden for EU ville det være muligt at opkræve betaling for deltagelse.

Dette havde en barsk effekt på de svagere studiestartere. Man indførte nu bestemmelser – året efter blev tilsvarende regler indsat i Ministeriets Eksamensbekendtgørelse – der gjorde det muligt at beholde beståede deleksamener, mens kun de eksamener, hvori man måtte være dumpet, skulle tages om. Det nye sæt regler skulle gøre det lettere at begynde på en uddannelse, som mange finder væsentligt mere krævende end gymnasiet. En stor del af det kraftige frafald, men kunne konstatere i 1990'ernes slutning, foregik netop blandt studerende, der trods mange forsøg ikke kunne klare 1. årsprøve. 1999; studieordningen kom så i øvrigt til at omfatte implementering af ændringer, afledt af den eksterne evaluering, som Danmarks Evalueringsinstitut offentliggjorde i 1998. Den væsentligste var indførelse af et mundtligt forsvar ved specialer og en meget moderat begrænsning af det frie fagvalg på kandidatstudiet. Evnen til selvstændig, skriftlig fremstilling forsøgt styrket gennem indførelse af *frie seminarer*, som kombinerer oversigtsundervisning med udarbejdelse af papers. Det er så i øvrigt interessant at konstatere, at en af de væsentligste bekymringer for det panel, der foretog evalueringen, var, at vores faglige niveau ikke var højt nok, mens nogle blot tre år senere antyder, at det er for højt!

I 2000 fik vi så en ny Eksamensbekendtgørelse, og 2001 har vi fået en ny, fælles uddannelsesbekendtgørelse for de universitære økonomistudier – alene af den grund blev det nødvendigt at udarbejde en ny studieordning. Den indeholder et antal nye principper: Fagene på BA-studiet kan i (endnu) højere grad end i 99-ordningen tages hver for sig. Dette er en følge af Eksamensbekendtgørelsen og indebærer, at de studerende skal til eksamen, når et kursus er færdigt; vi taler ikke længere om tre årsprøver, men om en strøm af kurser, der skal bestås i en bestemt rækkefølge. Dette fører så også til, at kurser nu kan strække sig over grænserne mellem de forskellige år på BA. Kurset i Teoretisk Statistik begynder f.eks. på 2. semester på 1. år og afsluttes efter 1. semester på 2. år. I den hidtidige ordning var muligheden for at vælge mellem fag på



Figur 1. Optag og kandidatproduktion.

Note: Som udtryk for *optaget* er anvendt tal pr. 1. oktober, hvilket vil sige, at det frafald, der optræder blandt ansøgerne («Sommeroptaget») efter at studiepladsen er accepteret i august frem til 1. oktober, ikke er taget med. Omvendt medtages i 1. oktober-tallet også studerende fra andre institutioner/fag, der overføres til Økonomistudiet i løbet af året, disse medregnes ikke i det initiale august-tal. Siden foråret 1996 har vi også optaget studerende pr. 1. februar («Vinteroptaget»), disse studerende er taget med i 1. oktobertallene. Den viste tidsserie har været underkastet mange definitionsændringer siden 1980 især som følge af ændrede krav fra Undervisningsministeriet. Som proxy for *kandidatproduktionen* er anvendt antallet af godkendte specialeopgaver – det kan forekomme overraskende, at vi ikke er i besiddelse af »de rigtige« tal, men det er faktisk ikke alle kandidater, der i den forløbne periode har bedt om et eksamensbevis (nu udskrives disse automatisk)!

BA-studiet alene til stede på 3. år – man kan nu også vælge på 2. år.

1971-ordningen indførte det princip, at man (på studiets første år) skulle til eksamen hvert år, 2001-ordningen gør semestret til mindste enhed. Man er nu til eksamen løbende – det har de studerende ønsket, det skal fjerne noget af den traditionelle dramatik omkring eksamen, og det gør konsekvenserne af ikke at bestå mindre alvorlige.

Mange vil måske se sådanne justeringer som mindre betydningsfulde, men noget tyder på, at 1999-ændringerne har været led-saget af en pæn stigning i gennemførelsesprocenterne. Man har derfor lov til at håbe på, at den nye studieordning vil føre til yderligere forbedringer. Men det skal medgives, at det væsentlige ved 2001-reformen og den tilhørende studieordning er, at vi på én gang har gennemført en lang række ændringer i fagernes indhold og omfang, i undervisnings- og eksamensformerne, i brugen af IT og i vægt-

ningen mellem de forskellige fagområder. Vi får igen præciseret, hvad alle cand. polit'ere skal have som deres fælles, faglige udgangspunkt, og hvad der kan vælges imellem; som ét eksempel på en stor forandring kan nævnes, at økonometri nu ligestilles med mikro, makro og statistik som fagets grundpiller. Det faglige niveau ikke er svækket – vi bevarer vores internationale konkurrencekraft. Men noget fedt er skåret væk for at give plads til nye muskler.

Det får forhåbentlig også positiv betydning, at mange har deltaget engageret i diskussionerne. Det værste ved studiereformer er, at de tager så lang tid. Ved tidligere lejligheder har det ikke været let at føre debatterne til ende – nogle er stået af undervejs med det resultat, at de efterfølgende ikke har følt så meget for det færdige resultat. Også denne gang har det taget lang tid, men vi har forhåbentlig opnået en fælles forståelse for, at tingene skal ændres.

Økonomistudiets problemer

Og der er brug for en stor, fælles indsats. Det er ingen hemmelighed, at vi i de senere år har lidt af ganske alvorlige tilgangsproblemer – vanskeligheder som lægges oven i det frafald, der i løbet af 1990'erne voksede sig stort.

Figur 1 viser udviklingen i optag og kandidatproduktion siden 1980.

Fra midten af 1980'erne til slutningen af 1990'erne svingede optaget omkring 350, men på trods af dette tilsyneladende rolige billede oplevede vi begyndende tegn på krise – adgangsbegrænsningen på andre uddannelser var mærkbar, hvorfor vi optog studerende med i gennemsnit stadig svagere forudsætninger (efterhånden kom alle ansøgere ind) og med stadig mindre lyst til at læse økonomi; man blev optaget på 2. eller endda 3. prioritet. I denne situation forsøgte vi os med to initiativer: optaget blev søgt forøget yderligere, idet vi som et af de eneste studier indførte et ekstra årligt optag (vinteroptag pr. 1. februar) og samtidig skærpede vi optagelsesbetingelserne. Man skulle nu have 8 i gennemsnit ved den adgangsgivende ungdomsuddannelse³ – som hidtil skal man have læst matematik på mindst mellemlig niveau. Herefter styrtdykkede optaget til ca. 270 – nok har vi skåret ansøgere fra som følge af skærpede krav, men det er desværre ikke kun »de svage«, der holder sig borte.

Hvorfor er interessen for at læse økonomi faldet?

I både den offentlige debat og i den interne på Universitetet har det ikke manglet på hypoteser. Alle der er utilfredse mener, at grunden til, at ansøgerne svigter os, netop skal søges i det forhold, som disse kritikere lægger vægt på. Et eksempel på dette er synspunkt, at økonomisk teori og økonomistudiet er blevet for matematiseret og formalistisk.⁴ Vi mener, at et studium må afspejle udviklingen i viden-skaben – vores studerende skal lære om det,

som de som færdige kandidater kommer til at beskæftige sig med! I øvrigt er formalisme-grad og lignende uegnet til at forklare et fald i ansøgetallet, der viser sig over 2 – 3 år. Øgede krav til tekniske færdigheder hos de studerende blev stillet – og diskuteret – i 70'erne og 80'erne; der er ikke belæg for at mene, at der skulle være sket en yderligere forøgelse af kravene på den seneste.

Vi kan af gode grunde ikke undersøge holdninger og forventninger hos dem, der ikke søger ind til os, men vi ved noget om, hvad indskrevne økonomistuderende mener. De lægger bl.a. vægt på muligheden af beskæftigelse i den private sektor – med visse undtagelser tillægges ansættelse i offentlige institutioner ikke megen prestige. Ønsker om (flere) erhvervsøkonomiske fag understreges. Det er muligt, at vi opfattes som indrettet på især at servicere offentlige arbejdsgivere. Men dels er det forkert, og dels synes Århus Universitet (med tradition for stor vægt på driftsøkonomi) jo at lide under samme problemer som vi gør.

En anden forklaring kunne være, at faldet i ansøgere afspejler, at det i de senere år er blevet lettere at komme ind på videregående uddannelser, hvorfor vi i mindre grad end før modtager ansøgere med 2. prioritet. Vi har endda tidligere direkte opmuntret til sådanne ansøgere ved at henvende os til studerende, der opfyldte vores adgangskrav og som var blevet anviste på jura- og statskundskabsstudierne – sådanne studerende har givet anledning til et meget stort frafald.

Det er også blevet fremhævet, at nok har antallet af unge med en adgangsgivende eksamen været konstant eller udvist en svag stigning i de seneste år, men årgangene er blevet mindre, hvilket kunne tale for, at mængden af reelt studieegnede er faldet. Dette kunne siges at passe med, at især nye, brede og bløde uddannelser ser ud til at tegne sig for en vis fremgang ved optaget i sommeren 2001. Dette er nok relevante delforklaringer, men stadig ikke noget, der kan redegøre for den abrupte nedgang.

Endelig har man hævdet, at der foregår en de facto nedprioritering af matematik i gymnasiet, således at vi og de naturvidenskabelige

3. Vi optager også studerende, der har mellem 7,5 og 8,0, hvis der er opnået mindst 9 i matematik.

4. Se Jesper Jespersens indlæg i Weekendavisen, 3. august 2001.

fag fisker i samme, stadig mindre dam. Til det er at sige, at nok bruger vi matematik, men vi kræver trods alt kun B-niveau⁵ og så bastante er vores krav vel heller ikke. Vi har tradition for at deltage i Universitetets dialog med Uddannelsesstyrelsens område for gymnasiale uddannelser – og vi vil gerne fortsætte dette, også fordi vi mener, at tingene kunne gøres bedre. Men man skal ikke gøre sig illusioner om, at universiteterne kan styre udviklingen alene.⁶

Det har endelig ofte været hævdet, at gymnasieeleverne ikke modtager en fair studievejledning i et fag, der ikke indgår i gymnasiets fagrække og som lærerne/studievejlederne ikke selv kender. Dette er noget, som vi bør kunne gøre noget ved, men trods alt er det svært at se, at en eventuel, negativ effekt skulle kunne slå hurtigt igennem.

De forskellige forklaringer er ikke i indbyrdes modstrid, og efter min opfattelse er den vigtigste den glidende afskaffelse af adgangsbegrænsningen, hvilket på Københavns Universitet viser sig ved, at det samlede antal ansøgere falder ned mod det realiserede optagelsestal. Man kunne vælge at se fluktuationerne i tilgangen til Økonomistudiet som eksogene – noget vi ikke kan ændre på. Det er ikke en konstruktiv konklusion – bl.a. har en række henvendelser fra Samfundsuddannelsesrådet understreget, at samfundsmæssige hensyn tilsiger, at vi gør vores yderste for at

5. I 1997 diskuterede vi den mulighed med Undervisningsministeriet, at vi fik adgang til at tilbyde et halvt år propædeutisk matematik til »svage matematikere«, hvilket vi dengang definerede som ansøgere med C-niveau eller med et ringe B-niveau. Ordningen ville indebære en udvidelse af studietiden med et halvt år og blev afvist. I stedet fik vi de skærpede optagelseskrav. Vi har efterfølgende forsøgt at udvide ansøgerkredsen ved – uden for studiet – at organisere et intensivt matematikkursus, der kunne bringe interesserede fra C- til B-niveau. Kun få deltog og blandt de studerende, der fuldførte, valgte flere at bruge deres nye kvalifikationer til at søge ind på andre uddannelser!

6. En af Ministeriets medarbejdere udrød ved et møde for nogle år siden: »I må forstå, at I er en lille kunde i en stor butik!«.

afhjælpe manglen på økonomer. Vi har set det som en forpligtelse at tilpasse studiet, så vi har gjort vores.

Hvis man skal forbedre optagelsestallene, må det altså ske ved, at vi tager fra andre. Udgangspunktet er, at de studerende vi allerede har, er rimeligt tilfredse: de klarer sig fint i forbindelse med udlandsophold, at de studerende vinder internationale priser i et pænt omfang, at de (på kandidatstudiet) kan vælge og vrage mellem gode studentjobs, at arbejdsløshed blandt cand. polit'ere er ikke-eksisterende, og at lønningerne er høje og stigende. Både private og offentlige arbejdsgivere udtrykker stor tilfredshed med produktet. For en daglig iagttager ser der ud til at være pres på økonom-arbejdsmarkedet. På det offentlige arbejdsmarked, hvor alle – uanset uddannelse – i samme stillingskategori får samme løn, så viser dette sig ved, at økonomer gør en hurtigere karriere end andre. Vil man holde på en god fuldmægtig, må man gøre ham eller hende til specialkonsulent osv. Man kan have det klare indtryk, at dette foregår, men tilsyneladende kan det ikke påvises ud fra tilgængelig lønstatistik.⁷ At økonomer klarer sig bedre end andre er helt tydeligt på det private arbejdsmarked, idet man i DJØF's lønstatistik kan iagttage denne struktur:

- økonomernes lønninger ligger 3 – 10 pct. over juristernes inden for de fleste aldersgrupper, ikke blot de her viste.

Så hvis man antager, at studiestarterne har en rimelig planlægningshorisont og er rationelle, så bliver vores tilgangstal endnu sværere at forstå!

Hvad man kan gøre ved det?

Vi har iværksat en række initiativer:

- Reform af studiets form og indhold
- Imagekampagne
- Udvikling af nye undervisnings- og eksamensformer.

7. Hvis man er medlem af DJØF kan man se www.djoef.dk/online/loenital.html

Bruttoløn pr. måned for privat ansatte samfundsvidenskabelige kandidater.

<i>alder</i>	<i>alle</i>	<i>jurister</i>	<i>økonomer</i>	<i>andre</i>
25-29	30 404	28 917	31 898	28 692
60+	75 995	75 322	77 744	–

Studiereform

Som omtalt opdeles BA-studiet i semestre frem for år. I gennemsnit bliver forløbene kortere og mere koncentrerede. Der findes stadig årskurser, men selv hvor det er tilfældet, så indføres forskellige former for midtvejsevalueringer. Hvor studiets tre grundpiller hidtil har været mikroøkonomi, makroøkonomi og statistik, så gøres økonometri til et ligeværdigt fagområde. Matematikundervisningen opdeles i et forkortet obligatorisk modul på 1. år og et kursus på 2. eller 3. år, der henvender sig til studerende, der planlægger at specialisere sig i avanceret teori. Der indføres et valgfag på 2. år.

Den samlede undervisningstid – der i årenes løb og i den bedste mening var blevet udvidet løbende, således at vi formentlig var Københavns Universitets mest timetunge fag – reduceres moderat, ligesom antallet af fag på 3. år reduceres fra 7 til 6; 3 af kurserne er obligatoriske med henblik på at sikre alle BA-ere et solidt teori-fundament og 3 kan vælges mellem en meget lang række af valgfag, som bl.a. nu indeholder to videregående erhvervsøkonomiske fag.

Kandidatstudiet omfatter nu 8 obligatoriske fag (blandt disse kan vælges ét eller flere frie seminarer) og 2 økonomiske øvelser⁸ – alternativt 7 fag og 3 øvelser. Endelig skrives et speciale. Det er interessant at bemærke, at de studerende i de senere år har vendt sig kraftigt mod Undervisningsministeriets regel

om, at man ikke må vælge flere fag end indeholdt i studieordningen, den s. k. STÅ-regel.⁹ Det er således på initiativ af de studerende, at der indføres et ekstra fag eller en ekstra økonomisk øvelse på studiet. Man kan samtidig iagttage, at de studerende oftere end før fravælger de »teorilette« fag. De meget stærkt voksende meritoverførsler fra udenlandske universiteter peger i samme retning – man søger de bedste universiteter og de mest krævende kurser. Og tilsyneladende går det vores studerende godt.

Hjælper dette så på tilgangsproblemet? Det vil være helt urealistisk at antage nogen umiddelbar effekt – på sigt kan vores omdømme måske forbedres lidt, men der skal gøres meget stærke antagelser om gymnasieelevernes indsigt, hvis man skulle tro, at trods alt mindre ændringer af et studium inden for et fagområde, de ikke kender, skulle skaffe ekstra kunder. Men vi tror på, at frafaldet kan reduceres. Som nævnt synes allerede 99-ordningen at have medført en forbedring, om end man skal være opmærksom på, at det omtalte fald i antallet af 2. prioritetsansøgere i sig selv bør føre til et reduceret frafald.

Image-foranstaltninger

Vi satser på i højere grad end før at henvende os til gymnasieelever, der skal vælge uddannelse. Der indføres besøgsordninger, hvor en eftermiddag på Økonomisk Institut kan kombineres med et besøg på en økonomiarbejdsplads; vi satser også på at få lov til at stille oplægs- og foredragsholdere på gymnasieskoler. Vi vil forsøge at formidle det bud-

8. En Københavner-specialitet, der blev indført i 1920'erne på initiativ af Heckscher, Ohlin og Axel Nielsen og blev en del af den omfattende 1929-studiereform. De studerende udarbejder og præsenterer for en gruppe af medstuderende en mindre skriftlig fremstilling.

9. Studiets indretning efter reformen kan studeres på <http://www.sis.ku.dk/samf/>

skab, at solid økonomisk viden kan bruges til meget mere, end man i dag får indtryk af.

Der arbejdes nu mere målbevidst med at måle de studerende tilfredshed – ikke blot med fagene, men med hele deres tilværelse på Københavns Universitet.

Studiets hjemmeside <http://www.econ.ku.dk/polit/> er nu indrettet, så den kan formidle oplysninger til andre end studerende og ansatte. Vi arbejder også mere professionelt med trykte medier, om end det åbent skal indrømmes, at vi ikke føler at være alene på markedet, og at traditionelle annoncer o.l. ikke ser ud til at give store resultater.

Nye undervisnings- og eksamensformer

Fra og med 1989-ordningen har økonomistudiet været præget af en kraftig faglig progression. Studiet har samtidig været »smalt« i den forstand, at vi har koncentreret os om økonomisk og statistisk teori. Samfundsbeskrivelse, økonomisk historie og videnskabs-teori har nok givet de studerende en faglig horisont, men fokus har været økonomi. I den forstand har vores uddannelse adskilt sig fra f.eks. amerikanske og svenske BA-forløb, hvor fagvalget har været langt friere. Vi har heller ikke lignet de danske økonomiuddannelser, der bygger oven på en samfundsvidenskabelig basisuddannelse. Studiet i Århus er det, vi har lignet mest, men selv her har man som nævnt kunnet vælge mere end hos os, nemlig mellem en national- og en driftsøkonomisk linie. Vi har ment – og mener stadig – at man bør koncentrere sig om økonomi for at få det faglige niveau, der skal til for at de studerende kan specialisere sig på et kvalificeret grundlag på kandidatstudiet og som er nødvendig for at opnå, at cand. polit' er kan løse de opgaver, man stiller moderne økonomer. Men prisen har været, at der gik meget lang tid før studerende har kunnet se, »hvad det hele skal bruges til«. Vi antager, at denne model har et betydeligt medansvar for vores frafald og måske også har medvirket til at give os et hårdt og teknokratisk rygte. Vi forsøger nu at mildne denne konflikt mellem det korte og lange sigt ved i alle fag på BA at understrege anvendelserne. Et eksempel på, hvad vi

søger at gøre i alle fag, finder man allerede i kurset i mikroøkonomi på 2. år – et ikke så lært fag. Efter at have beskæftiget sig med den basale model inddrager man nu emner som beskatning, kontrakter, finansiering, spil og udvælgelse. En tilsvarende indholdsrevision er sat i gang over hele linien.

En anden fornyelse vedrører samspillet mellem forelæsninger og øvelser. Vi har været slemme til at lade sidstnævnte indeholde gentagelser af førstnævnte, men den omtalte reduktion i det samlede timetal tvinger nu en bedre koordination igennem, således at øvelser i højere grad kommer til at indeholde det de skal, nemlig praktisk arbejde med stoffet.

Parallelt med studiereformen satses massivt på brug af IT. Vi har længe stillet pc'ere og web- og mail-adgang til rådighed for studerende, ligesom vi har brugt hjemmesider for de enkelte fag. Her kan man hente undervisningsmateriale, forskellige data o.l. og praktiske oplysninger. Men nu trænger discussions groups og forskellige former for grafisk præsentation sig på. Dette understøttes af indkøb af materiel og efteruddannelse – her satses både på pædagogiske og tekniske aspekter – af underviserne.¹⁰ Det kræves ikke, at underviserne skal bruge de nye muligheder, men det forlanges, at et eventuelt fravalg skal ske på et kvalificeret grundlag. Mange af os tror, at dette tilfører undervisningen noget ekstra.

IT i undervisningen øger presset for brug af IT til eksamen, men de traditionelle »gymnastiksalsprøver« – fire timers skriftlig eksamen med eller uden hjælpemidler – egner sig ikke for brug af pc'ere. Vi kritiseres for at indtage dette synspunkt, men både pædagogiske hensyn (computeren reduceres til en skrivemaskine) og økonomiske overvejelser tilsiger, at vi bør holde fast. I stedet har vi udviklet tag-hjem prøver af forskellig længde, ligesom der nu eksperimenteres kraftigt med forskellige former for mid-term papers o.l. Formålet er ikke at introducere IT for enhver pris, men at skabe bedre overensstemmelse

10. Se <http://www.samf.ku.dk/>

mellem undervisning og eksamen og at varierende prøveformerne inden for overkommelige økonomiske rammer. Efterhånden anvendes betydelige dele af vores budgetter på IT.

For at koordinere og systematisere den pædagogiske udvikling har vi etableret ISPU – Institutets og studienævnets pædagogiske udvalg – der har taget en række initiativer: pædagogisk uddannelse af nye lærere, IT-brug i undervisningen (her samarbejdes med Det samfundsvidenskabelige Fakultets Pædagogiske Center), pædagogiske og didaktiske seminarer og etablering af incitamentter til faglig og pædagogisk fornyelse.

Sammenfatning

Der er to mål for vores bestræbelser. Studiet skal gøres tiltrækkende og frafaldet skal bringes ned, samtidig skal den faglige kvalitet fastholde og udbygges.

Vi er godt klar over, at det synspunkt fremføres med voksende styrke, at »masseuniversitetet« er en anomali, og at man udmærket kunne slække på fagligt niveau og opgive den forskningsbaserede undervisning. Gymnasiet kunne gives et par ekstra år og universiteterne kunne så optage færre, og studietiden og underviserens forskningspligt kunne »lempes«. Det duer ikke for os, for det passer ikke sammen med samfundets markante behov for flere, kompetente økonomer. Vi tager som således kategorisk afstand fra ideen om, at slække på forskningsdækningen¹¹ af undervisningen

på BA-studiet. Vi har allerede en høj dækning, og vores eksplicite mål er at gøre den endnu højere. Hvis ikke de studerende får en solid indføring i moderne økonomisk, statistisk og økonometrisk teori fra starten, så bliver de aldrig gode. De ville ikke kunne specialisere sig, og arbejdsgiverne ville ikke fortsætte med at efterspørge dem. I debatten med aftagerne har vi aldrig mødt det synspunkt, at vores kandidater er for dygtige, eller at der er for mange af dem. Tværtimod værdsættes deres kvalifikationer og kompetence, samtidig med, at der fremsættes forslag om, hvad studiet burde udvides med; vi bebrejdes løbende, at vi uddanner så få.

Hvis man på trods af vores advarsler skulle vælge at forsøge sig med reformer af denne karakter – der har lighedspunkter med de omtalte ideer om, at lade en del af de studerende forlade uddannelserne med BA-grader – så ville man drastisk forøge efterspørgslen efter økonomer med PhD-grader, ligesom disse (nu tre-årige) studieforbøb måtte forlænges. Antallet af PhD'ere er stigende og vil stige yderligere, men ville skulle forøges dramatisk, hvis kvaliteten af kandidaterne blev reduceret. PhD'ere er dyre at producere, og det er værd at bemærke, at disse studerende modtager løn, mens de uddannes.

Vores mål er at fastholde og udvikle kvaliteten af cand. polit'erne. Derfor har vi gennemført studiereformen.

11. Se f.eks. det indlæg, som forskningsdirektør Hans Siggard Jensen, Learning Lab Denmark holdt på Sorø-mødet 2001, *Undervisningsministeriets Nyhedsbrev*, 15. årgang nr. 13.

Reformen af oecon-studiet ved Aarhus Universitet

Torben M. Andersen

Institut for Økonomi, Aarhus Universitet, E-mail: tandersen@econ.au.dk

Vurderet ud fra kvaliteten af de producerede kandidater og deres jobmuligheder har oecon-studiet ved Aarhus Universitet igennem en år-

række stået meget stærkt. Det faglige niveau har generelt været højt og har kunnet måle sig med de bedste internationale standarder. Der

har alligevel i årenes løb været en debat om studiets indhold og form.¹ Denne debat har i de senere år været tiltagende som følge af faldende optagelsestal og lave gennemførelsesprocenter. I kraft af budgetmodellen har denne udvikling også alvorlige konsekvenser for resourcesituationen.

Denne udvikling illustrerer nogle svagheder ved budgetmodellen og stiller spørgsmålstegn ved, om denne sikrer det rigtige niveau for resourcetilgangen og skaber de rigtige incitament for uddannelsesinstitutionerne. På mikroniveau – især på kort sigt – er dette imidlertid spillereglerne, man må forholde sig til. Tilsvarende kan man sige, at faldende optagelsestal afspejler generelle trends (væk fra samfundsvidenskaberne, mindre årgange etc.), som vi ikke på kort sigt har nogen indflydelse på, og på længere sigt i bedste fald kun en indirekte indflydelse på.

De væsentligste handlingsparametre findes derfor primært i at forsøge at øge markedsandelen blandt studenter med interesse inden for det samfundsvidenskabelige område generelt og i forhold til andre økonomiuddannelser specifikt. Mere direkte er der selvfølgelig mulighed for at påvirke de lave gennemførelsesprocenter. Da frafaldet ikke kun sker inden for det første halve studieår men også for studerende længere fremme på studiet, bør det store frafald betragtes med største alvor. Særlig vigtige spørgsmål er, om en stor gruppe af studerende søger ind med forkerte forventninger om uddannelsens indhold? Er deres forudsætninger for at gennemføre studiet anderledes, end hvad der lægges til grund for studiets indretning? Eller er studiet i utilstrækkelig grad i stand til at motivere og fastholde de studerende?

I forlængelse heraf rejser der sig også et spørgsmål om kvaliteten af uddannelsen – får vi det bedste ud af vores studenter? Der er of-

te en tilbøjelighed til at fokusere på den bedste del af kandidatproduktionen; hvor mange vælger forskervejen eller får prestigefyldte stillinger? Nøgternt set må man erkende, at dette kan være et misvisende pejlemærke – de gode studerende har en tilbøjelighed til at klare sig godt, stort set uanset hvad de udsættes for.

Et mere kritisk pejlemærke er, hvorvidt gennemsnitsstudenten får et tilstrækkeligt udbytte af studierne. Her kan der især forekomme et misforhold mellem det niveau, undervisningen har, og de studerendes evne til at bringe det gennemgåede pensum til anvendelse, f.eks. i forbindelse med udarbejdelse af kandidatafhandlinger. I hvilken udstrækning er der en basal forståelse, så man ikke alene kan reproducere ting, men faktisk forstår tingene dybere og også er i stand til at forholde sig kritisk til stoffet?

Selvom budgetmodellen på kort sigt giver et incitament til at øge gennemførelsesprocenten ved at sænke de faglige krav, er dette ikke fagligt set en særlig interessant løsning. En større udfordring er at overveje en ændring af form og indhold i studiet for ad den vej at sikre sig et slutprodukt af høj kvalitet. Fastholdelse og motivation er de umiddelbare mål for den gennemførte studiereform.

En samlet vurdering af den hidtidige studiestruktur leder til den konklusion, at selvom studiet sigter mod at nå et højt niveau for den færdige kandidat, så har processen henimod dette mål ikke været optimal. Dette kan have afgørende indflydelse på såvel gennemførelsesprocenten som på kvaliteten af gennemsnitskandidaten. Studiet har lidt under, at for stor en del af studiet i de første år er af relativ teknisk karakter med indføring i grundlæggende begreber i økonomisk teori, statistik samt matematik. I dette forløb kan det være svært at se, hvor de problemer, der egentligt motiverede valget af studiet, bliver af – sagt populært præsenterer vi de studerende for en pakke, der minder om konditionstræning i 2 til 3 år, før man får lov at spille bold. Dette er selvsagt ikke den bedste fremgangsmåde for at motivere og fastholde de studerende. Samtidig må det erkendes, at studiet – trods bred

Forfatteren er Svend Hylleberg og Ole Øhlenschläger Madsen taknemlig for kommentarer.

1. Jfr også evalueringsrapporten Økonomiuddannelserne, Evalueringseret, 1997. Den nye studiestruktur følger i vidt omfang anbefalingerne i evalueringsrapporten.

enighed om slutmålet og det faktum, at det for dem, der gennemfører, er tale om en meget god uddannelse – ikke fremtræder indbydende med et studieforløb bestående af Nationaløkonomi 1, 2, 3 og 4, Driftsøkonomi 1, 2 og 3, Statistik 1, 2 og 3 etc. Klarer man dette, har man mulighed for at læse Makro 1 og 2, Mikro 1 og 2 etc. En studiestruktur, som for de første to studieår i sine grundtræk har været uændret siden 1970'erne. I forlængelse heraf kan man sige, at oecón-studiet for en udeforstående kunne fremstå som et lavt IT-område, uagtet at dette område har været en naturlig del af studiet siden 1970'erne, og at IT-faciliteterne på studiet er meget gode. Endelig har studiet måske fremtrådt som relativt snævert med få specialiseringsmuligheder, selvom faktum er det modsatte.

For at ændre på disse forhold blev der i 1999 igangsat en proces for at reformere studiet. Præmisserne var at ændre på struktur og undervisningsformer etc. på en måde, der skulle være mere motiverende, men samtidig for at sikre sig, at det faglige niveau for uddannelsen ikke bliver reduceret. En anden væsentlig præmis var at fastholde traditionen for et fælles program for alle studerende de første to år, hvorefter der i de efterfølgende tre studieår sker en specialisering, dvs. de første to år skal indeholde en introduktion til grundlæggende drifts- og nationaløkonomi samt påbegynde oparbejdelsen af et metodegrundlag for de efterfølgende studier. En stor gruppe medarbejdere har været involveret i denne proces, og en ny studiestruktur er nu på plads og vil blive implementeret for de studerende årgang 2001.

De første to studieår består af følgende fagblokke med ECTS vægte angivet i parentes:

- Introduktion (10)
- Incitaments- og beslutningsteori (20)
- Strategi, marked og produktion (20)
- Regnskab og finansiering (20)
- Konjunkturteori- og politik (27)
- Økonomiske systemer (8)
- Afsætningsøkonomi (8)

Selvom matematik og statistik ikke optræder som selvstændige fagblokke, er undervisning i disse fagområder fortsat et væsentligt element i studiet, men disse fagområder er integreret med undervisningen i økonomi (jfr. nedenfor). Yderligere information om den nye studiestruktur kan ses på:

www.econ.au.dk/intro
www.econ.au.dk/intro,
 og fagbeskrivelse, pensum etc. kan findes på
www.econ.au.dk/studies.

I det følgende omtales kort nogle generelle principper og ideer, som har ligget til grund for reformen.

Studiet har haft en tendens til, at metoderne blev gennemgået, før man tager hul på de mere interessante økonomiske problemstillinger. Da det sidste typisk er det, der i mange tilfælde har motiveret studievalget, og da det ofte i starten af studiet kan være svært at se nytteværdien af metoderne, er dette et væsentligt motivationsproblem. I et forsøg på at ændre på dette er der sket en række ting. Et længere introduktionsforløb (4 uger afsluttet med en afløsningsopgave) har til formål at introducere de studerende til den meget brede vifte af emner og problemområder, som økonomistudiet sætter dem i stand til at beskæftige sig med. Temaet for årets introduktionskursus er International integration med emner omkring fusioner, kapitalmarkedet, arbejdsmarkedet og velfærdssamfund. Dette forløb giver også mulighed for at motivere de fagblokke, de første to studieår er opbygget af. Samtidig giver det mulighed for at introducere en meget bred vifte af medarbejdere, så de studerende får et mere bredt kendskab til det faglige miljø, de befinder sig i. Endvidere kan man i dette forløb introducere de studerende i stedets IT-faciliteter, herunder adgang til databaser etc. Kendskab til og erfaring med brug af IT er anderledes for dagens studenter, end den var for 25 år siden.

Indlæring af metode er fortsat en væsentlig del af studiet, men for at sikre, at metoderne kan bringes i perspektiv til økonomiske problemstillinger, foregår undervisningen i matematik og statistik som dele af fagblokke bygget op omkring økonomisk teori. Herved sikres en bedre motivation for at beskæftige

sig med metoderne – metoderne er nødvendige for at beskæftige sig med givne økonomiske problemstillinger, men er ikke et mål i sig selv. Øvelsesopgaver m.m. bliver udarbejdet i samarbejde, således at indlæringen af metoder er tæt knyttet til den økonomi, man beskæftiger sig med.

Undervisningen i økonomiske fagområder har hidtil været utilstrækkeligt koordineret. Dette kan til dels forklares ved, at historiske opdelinger er blevet bibeholdt trods udviklingen inden for det økonomiske fagområde. Et par oplagte eksempler er (i) analysen af beslutningsproblemer, hvor f.eks. incitamentsproblemer og strategiske overvejelser indgår som naturlige dele af såvel national- som driftsøkonomien, (ii) analysen af konkurrenceforhold og markedsformer etc. er ligeledes et fællesområde. Det er derfor i stort omfang arbitrært, om undervisningen i disse fag skal rubriceres som drifts- eller nationaløkonomi, men det er u hensigtsmæssigt, såfremt der i en ukoordineret undervisning i såvel drifts- som nationaløkonomi gennemgås de samme ting – og måske endda på en lidt anderledes måde, så ikke alle studerende opfatter, at der egentlig er tale om en analyse af de samme problemstillinger.

For undervisningen i matematik har dette været en særlig alvorlig problemstilling, da undervisningen hidtil har været varetaget af ansatte ved Matematisk Institut. Selvom dette har garanteret det faglige niveau, har forbindelseslinierne til økonomiundervisningen været meget sparsomme. Dette har haft den konsekvens, at mange studerende har haft svært ved at se sammenhængen mellem undervisningen i matematik og økonomi, og at undervisere i økonomi ofte har måttet bruge tid på at gennemgå matematiske redskaber. Under

den nye struktur varetages undervisningen i matematik af en ansat ved Økonomisk Institut, og hovedprincippet er, at eksempler og øvelser så vidt muligt skal tages fra de økonomiske discipliner, der undervises i sideløbende med undervisningen i matematik. Problemerne for undervisningen i statistik har ikke været tilsvarende store, men også her udnytter den nye struktur mulighederne for en tættere kobling mellem undervisningen i statistik og økonomi.

Den nye struktur lægger også op til mere fleksible undervisningsformer. Allerede ved den tætte koordinering mellem fagene vil der ske væsentlige ændringer, men det sker også ved en styrkelse af instruktortimerne (små hold) og den måde, de benyttes på. Undervisning i fagblokke giver også mulighed for at lave mere integrerede eksamensforløb, hvor for eksempel matematik og statistik ikke eksamineres separat fra økonomifagene, men som en integreret del af disse.

Ændringerne i studiet er relativt omfattende og ambitiøse. Væsentlige risikomomenter for at gennemføre den nye struktur findes primært på lærersiden, da strukturen forudsætter, at lærerne er villige til at lægge kræfter og energi i at nytænke undervisning, pensum, øvelser m.m. og også er villige til – i en konstruktiv ånd – at gå ind i den koordinering med andre lærere, som strukturen forudsætter. Det er i sagens natur alt for tidligt at vurdere om den nye struktur har de hensigtsmæssige effekter på motivation og fastholdelse, som den er tiltænkt, men arbejdet med at planlægge den første undervisning har om ikke andet vist, at værdien af at koordinere undervisning mellem forskellige fagområder er meget høj, og at dette i sig selv har været hele øvelsen værd.

Bog anmeldelse

Peter Bogetoft og Henrik Ballebye Olesen. *Afregning i Andelsselskaber. Teoretiske modeller og praktiske eksempler fra slagteribranchen*. DSR Forlag, 2000. Pris kr. 228. Anmeldt af Børge Obel.

Hvad har smågrise og moderne netværksorganisationer med hinanden at gøre? En hel del, hvis man er i stand til at fortolke Peter Bogetoft og Henrik Ballebye Olesens bog: *Afregning i Andelsselskaber: Teoretiske modeller og praktiske eksempler fra slagteribranchen* på den rigtige måde.

I deres bog præsenterer og analyserer forfatterne afregningssystemer i andelsselskaber. Bogen præsenterer først andelsformen som organisationssystem, og hvordan denne form er blevet anvendt inden for svinebranchen. Der findes flere forskellige former for andelsstrukturer og specielt præsenteres nogle nye former under betegnelsen »New generation Cooperatives«. Herefter beskrives en række problemer, som knytter sig til koordination, motivation og dynamisk tilpasning i en organisation, der består af aktører, som hver har en stor grad af autonomi i samspillet med de øvrige aktører, og hvor den enkelte aktør hverken bliver belastet med alle omkostninger eller høster alle gevinster af sine beslutninger – det være mere kortsigtede driftsbeslutninger såvel som mere langsigtede investeringsbeslutninger.

De generelle erhvervsøkonomiske modeller, som senere bruges til vurdering af afregningssystemerne, opstilles og diskuteres. Her er de traditionelle modeller fra produktions- og afsætningsteorien suppleret med spilteoretiske modeller. I denne sammenhæng analyseres incitamentsstrukturer specielt med henblik på at kunne opstille alternative afregningssystemer i andelsselskaber. Multi-kriterie overvejelser bringes ind ved opstillingen af ni kriterier til vurdering af alternative afregningssystemer. De ni kriterier er opstillet ud fra de tre hovedhensyn: koordination, moti-

vation og dynamisk tilpasning. På basis af disse ni kriterier analyseres seks forskellige konkrete afregningssystemer. Det vises, at alle de seks valgte systemer har stærke og svage sider, og at det ikke er muligt at pege på et enkelt system som er dominerende på alle ni kriterier.

Bogen gennemfører hele diskussionen og analysen uden at bruge matematiske udtryk. Argumentationen suppleres med en række afsnit med matematiske modeller og udledninger. Desuden er der gennem hele bogen eksempelbokse, hvor bl.a. simple regneeksempler illustrerer diskussionen og analysen. Bogen kan læses uden at ty til de matematiske afsnit, men det hjælper på den dybere forståelse, hvis man ikke springer disse afsnit over.

Peter Bogetoft og Henrik Ballebye Olesen har skrevet en spændende bog om et meget aktuelt emne – specielt, hvis man er i stand til at abstrahere fra den konkrete kontekst med smågrise, Eu-tungsvin, frilandsgrise, og multi-grise. De opstillede modeller og kriterier kan bruges i mange andre sammenhænge end i svinebranchens andelsselskaber. Andelsselskaber er en gammel version af de nye løst koblede organisations- og strategiformer. I disse moderne organisationsformer er koordination, motivation og dynamisk tilpasning centrale emner. Specielt i denne forbindelse er det vigtigt at skabe et incitamentssystem som giver den rette motivation til at tage beslutninger på såvel kort som langt sigt både på individniveau som på gruppeniveau. »Gammeltdags« kontrol virker ikke i disse organisationer. I den konkrete sammenhæng diskuterer Peter Bogetoft og Henrik Ballebye Olesen, hvordan de rette incitamenter kan opnås, så både de enkelt landmænd og andelsselskabet laver fornuftige investeringer og finder et fornuftigt produktionsniveau.

Bogen opstiller en glimrende teoretisk ramme og et glimrende analyseapparat til stringente incitamentsanalyser i løst koblede organisationssystemer.

Ejerskabsstrukturer og kontrolallokering i unoterede danske virksomheder

Morten Bennedsen

Institut for Nationaløkonomi, Copenhagen Business School og Center for Erhvervsøkonomisk Forskning,
E-mail: mb.eco@cbs.dk

Kasper Nielsen

Center for Erhvervsøkonomisk Forskning, E-mail: kn@cebr.dk

SUMMARY: We analyse the relationship between the structure of ownership and the control of Danish privately-owned companies. First, we identify the relationships between owners, board members and CEOs in these firms. Second, we document the dilution of control in firms with multiple owners, and analyze factors that affect the decision to dilute control. Finally, we discuss the implications of our findings for Danish corporate law.

1. Indledning

Er der systematik i unoterede virksomheders ejerskabsfordeling? Er der en sammenhæng mellem fordelingen af ejerskab og kontrolallokering? Hvad er forholdet mellem direktører, bestyrelsesmedlemmer og bestyrelsesformænd på den ene side og kredsen af virksomhedens ejere på den anden? Der findes stort set ikke nogen empirisk belysning af disse emner, hverken i Danmark eller i udlandet, selvom de har været centrale i de sidste tyve års teoretiske analyser af selskabsstyring. Dette fravær af empirisk analyse skyldes, at der hidtil ikke har været adgang til noget datasæt, der har indeholdt ejerskabs- og kontroldata for en større mængde virksomheder. I denne artikel præsenterer vi resultaterne fra et forskningsprojekt, der har konstrueret et datasæt, som kan bruges til at analysere ejerskabs- og kontrolstrukturer for unoterede danske virksomheder.

I den teoretiske selskabsstyringslitteratur har forholdet mellem ledelse og ejere

En stor tak til Mette Neville og Steen Thomsen for udbytterige selskabsretslige diskussioner, til Mogens Fosgerau og Daniel Wolfenzon for tilladelse til at bruge fælles arbejde og til to anonyme referees for indsigtsfulde kommentarer.

været et centralt omdrejningspunkt siden Berle og Means (1932) berømte studie af den moderne amerikanske virksomhedsstruktur og Jensen og Mecklings (1976) konsekvensanalyse af agentproblemer relateret til adskillelsen mellem ejerskab og kontrol i store virksomheder. I løbet af det sidste tiår har fokus i selskabsstyringslitteraturen taget en ny drejning: Motiveret af den empiriske observation, at de fleste virksomheder, bortset fra de allerstørste amerikanske og engelske selskaber, har både store kontrollerende- og små mindretalsaktionærer, se f.eks. La Porta m.fl. (1999), er der et stadig større fokus på analyse af konflikter mellem forskellige aktionærgrupper, Shleifer og Vishny, (1997).

Den teoretiske litteratur om ejerskabsstrukturer har primært fokuseret på virksomheder, der opererer på et aktivt marked for virksomhedskontrol, dvs. store selskaber, der er noteret på en fondsbørs. Ligeledes har litteraturen i høj grad set en given ejerskabsstruktur som endogent bestemt, Demsetz (1983) og således analyseret hvilke faktorer, der påvirker ejerskabsstrukturen: investorpræferencer og investorrisiko; institutionelle forhold, som f.eks. investorbeskyttelse i erhvervs- og selskabslovgivningen; kontraktuelle forhold og agentproblemers størrelse og karakter.

Demsetz og Lehn (1985) analyserer, om det er muligt at observere nogle af disse teoretiske overvejelser i den faktiske ejerskabskoncentration i store amerikanske virksomheder. Ejerskabskoncentration er her defineret som antallet af ejere med mere end en eksogent givet andel (10 pct.) af en virksomheds aktier. Demsetz og Lehn viser, at (a) jo mindre en virksomhed er, (b) jo mere usikkerhed virksomheden opererer i, og (c) jo mere ikke transferabel nytte, der knytter sig til ejerskab (f.eks. giver ejerskab af en sportsklub en høj ikke transferabel nytte), jo mere koncentreret er en virksomheds ejerskabsstruktur. Efterfølgende har der været en hel række artikler, der har udvidet analysen af, hvad der bestemmer (oftest store noterede) virksomheders ejerskabsstruktur og sammenhængen mellem ejerskabsstruktur og virksomheders profitabilitet, se Morck m.fl. (1988), Himmelberg m.fl. (1999), Demsetz og Villalonga (2001) og Zhou (2002) samt referencer heri).¹ Hele denne litteratur har anvendt et eksogent ejerskabskoncentrationsmål.

Unoterede selskaber er generelt set karakteriserede ved ikke at have et aktivt marked for ejerskabsandele, og at der ofte er få og relativt store ejere. Målt med den traditionelle *eksogene* definition af ejerskabskoncentration har næsten alle unoterede selskaber således fuldstændigt koncentreret ejerskab. De er derfor vældigt interessante analyseobjekter for den del af selskabsstyringslitteraturen, der fokuserer på forholdet mellem kontrollerende flertals- og ikke-kontrollerende mindretalsaktionærer. Den internationale selskabsretslige litteratur har da også tidligere påvist, at der ofte er store konfliktpo-

1. Se Strandkov m.fl. (1994) for den første analyse af ejerskabskoncentration i store danske virksomheder og Pedersen og Thomsen (1997) for en sammenligning af ejerskabsstrukturer i Europa.

tentialer mellem forskellige ejergrupper i sådanne virksomheder, se O'Neals (1987) og Easterbrook og Fischel (1991), ligesom det er påvist, at forventningen om, at store aktionærer er i stand til at misbruge deres stilling, ofte påvirker virksomheders mulighed for ny finansiering negativt.

Der eksisterer meget lidt økonomisk teori omkring unoterede virksomheder såvel nationalt som internationalt. En undtagelse herfra er Bennedsen og Wolfenzon (2000), der viser, at når ejerskabsandele er fordelt på en gruppe af ejere, der alle har en ikke triviell ejerskabsandel, så bliver *kontroldannelsesprocessen* vigtig. Analysen viser, at det sommetider kan være fordelagtigt at vælge en ejerskabsstruktur, hvor kontrollen bliver udvasket ved bevidst at sørge for, at der ikke er en dominerende ejer. Dette tvinger flere ejere til at samarbejde og dermed internalisere en større del af omkostningerne ved at afvige fra profitmaksimerende adfærd.

Udgangspunktet for vores analyse er, at ejerskabs*koncentration*, som den hidtidige empiriske litteratur har analyseret, ikke er identisk med *kontrolallokering*, som den teoretiske litteratur fokuserer på. Hvor meget kontrol, en given ejerskabsandel giver, afhænger ikke kun af dens størrelse, men også af fordelingen af det øvrige ejerskab. F.eks. viser studier, at en ejerskabsandel på 20 procent af en stor amerikansk virksomhed, hvor resten af aktierne er spredt ud blandt mange ejere, giver næsten fuldkommen kontrol over virksomheden, La Porta m.fl. (1998). På den anden side kan man sagtens være en ubetydelig mindretalsaktionær uden nogen form for reel indflydelse i en unoteret dansk virksomhed, selvom man ejer 20 procent af aktierne. Generelt gælder der derfor, at det eksogene koncentrationsmål er analytisk problematisk, hvilket især er væsentligt for små unoterede virksomheder med få og store ejere.

I denne analyse tager vi således et mere nuanceret syn på kontrolallokering og vi bidrager med to nye (både på nationalt og internationalt niveau) tilgange til at analysere kontrolallokering i små virksomheder: For det første analyserer vi, hvem der faktisk kontrollerer virksomhederne (dvs. hvem der er direktører, bestyrelsesformænd og almindelige bestyrelsesmedlemmer). Vi påviser en tendens til, at mange virksomheder har en stor dominerende ejer, der også er direktør i virksomheden og som har indsat udefrakommende bestyrelsesformand.

For det andet analyserer vi, hvad der bestemmer den ultimative ejerskabsfordeling i en virksomhed. Vi er interesseret i, om der er systematisk kontroludvaskning i unoterede virksomheder som forudsagt af Bennedsen og Wolfenzon (2000) og hvilke faktorer, der forklarer, at nogle virksomheder vælger en udvasket kontrolstruktur. Det er vores mål hermed at forsøge at bringe den empiriske litteratur i bedre overensstemmelse med, hvad den teoretiske litteratur beskæftiger sig med.

I en dansk juridisk, politisk og økonomisk kontekst mener vi, at den præsenterede analyse vil være brugbar på flere niveauer: For det første eksisterer der en meget lille

Tabel 1. Gennemsnitlig størrelse fordelt på selskabsformer, beløb i 1.000 kr.

Selskabsform	Antal	Aktiver		Egenkapital		Nettoomsætning		
		Gns.	Median	Gns.	Median	Gns.	Median	Antal
A/S	27.727	69.097	8.317	16.761	2.230	92.332	7.137	8.345
ApS	50.986	5.168	1.580	2.381	391	3.058	821	15.940
Partnerskab	1.564	68.575	8.565	23.513	1.018	61.391	1.417	939
Andre	2.464	433.201	10.148	73.618	4.701	128.810	5.952	1.697
Alle	82.741	40.536	2.761	9.721	728	40.621	1.495	26.921

Ann.: Tabellen indeholder alle 82.741 aktive virksomheder med mindst et regnskab opgjort i DKr. i KOB databasen. Årsregnskabsloven indeholder mulighed for ikke at offentliggøre virksomhedens omsætning, såfremt dette kan begrundes ud fra konkurrencemæssige hensyn. I praksis betyder dette at kun 26.921 ud af de i alt 82.741 virksomheder, som er indeholdt i tabellen, offentliggør omsætningen. Bemærk at virksomheder med regnskab i udenlandsk valuta er ekskluderet.

viden om ejerskabs- og kontrolstrukturer i mindre danske virksomheder. Det hidtidige udredningsarbejde har primært været baseret på de største (noterede) selskaber (se f.eks. Erhvervsministeriet m.fl. (1999) og DØR (1999) og det har et metodemæssigt problem, fordi det *ultimative* ejerskab ikke diskuteres (dvs. oprulning af virksomhedernes ejere gennem flere led). Materialet og metodeudviklingen i dette papir kan således forhåbentligt være en kvalificeret hjælp til fremtidigt udredningsarbejde. For det andet kan dette materiale være brugbart i lovgivningsarbejde omkring selskabsstyringsmæssige initiativer, der f.eks. sigter på at regulere forholdet mellem direktion, bestyrelse og ejere af en virksomhed, eller som sigter særligt på små virksomheder. Dette var eksempelvis tilfældet med revisionen af anpartsselskabsloven i 1996.

Artiklen er i det følgende struktureret således: I det næste afsnit diskuterer vi vort datasæt, dernæst definerer vi begrebet ultimativ ejerskab og viser et par eksempler på dette. Afsnit 4 analyserer kontrolallokering i forbindelse med bestyrelse og direktion. Afsnit 5 fokuserer på strategisk kontroludvaskning i unoterede virksomheder. Endelig diskuterer vi hvilke økonomiske og selskabsretslige overvejelser vores analyse implikerer i afsnit 6.

2. Unoterede selskaber og deres ejerskabsstruktur

Databasen, som anvendes i analysen af ultimativt ejerskab, er indsamlet af Købmandsstandens Oplysningsbureau (KOB) ud fra virksomhedernes indberetninger til Erhvervs- og Selskabsstyrelsen. Den samlede database består af omkring 83.000 unoterede aktive virksomheder, for hvilke der er tilgængelige regnskabsmæssige oplysninger. Virksomhedernes gennemsnitlige størrelse fordelt på selskabsformen er vist i tabel 1. Som mål for størrelsen er medtaget aktiver, egenkapital og nettoomsætning. Udenlandske datterselskaber med regnskaber opgjort i udenlandsk valuta ekskluderes,

Tabel 2. Fordeling af virksomhederne på selskabsform og antal ejere.

Selskabsform	Antal ejere							Antal virksomheder
	Ukendt	1	2	3	4	5	6+	
A/S	0,04	0,66	0,16	0,07	0,04	0,01	0,01	27.727
ApS	0,38	0,49	0,10	0,02	0,01	0,00	0,00	50.986
Partnerskab	0,05	0,65	0,22	0,04	0,02	0,01	0,01	1.564
Andre	0,93	0,05	0,01	0,00	0,00	0,00	0,00	2.464
Alle	0,28	0,54	0,12	0,04	0,02	0,01	0,01	82.741

Anm.: Tabellen indeholder alle 82.741 aktive virksomheder i KOB databasen med mindst et regnskab. Idet andelsselskaber, foreninger, fonde m.v. ofte er selskabsformer, hvor antallet af ejere er definatorisk lig 0, er disse slået sammen under kategorien andre. Bemærk at i denne og fremtidige tabeller der summer enkelte rækker ikke til 1,00 som følge af afrunding.

hvorved »andre« selskabsformer reduceres med 281 virksomheder. Det samlede antal virksomheder i tabel 1 er således 82.741, fordelt på aktie-, anpartsselskab, partnerskab og andre med henholdsvis 27.727, 50.986, 1.564 og 2.464 virksomheder. Bemærk at ikke alle virksomheder oplyser nettoomsætningen, hvorfor antallet af virksomheder som indgår i gennemsnit og median er vist særskilt.

Sammenholdes antallet af virksomheder i KOB databasen med antallet af momsregistrerede virksomheder dækkes selskabsformerne A/S og ApS bedst, idet antallet af momsregistrerede enheder var henholdsvis 27.554 og 43.981 i 1998 ifølge Statistisk Tiårsoversigt. Partnerskaber optræder kun i databasen, hvis de er omfattet af årsregnskabslovens størrelseskriterier, hvorfor databasen sammenlignet med antallet af momsregistrerede enheder (i alt 30.541) indeholder relativt få selskaber af denne type.

2.1 Ejerskabsinformation

De forskellige virksomhedsformer efterlader forskellige krav til offentliggørelse af virksomhedens ejere. Tabel 2 viser antallet af virksomheder fordelt efter antallet af ejere. Kategorien »ukendt« dækker over virksomheder, hvor der ingen ejere er pr. definition (f.eks. fonde) samt virksomheder, som ikke offentliggør navnet på ejerne. Vi noterer, at langt de fleste af de virksomheder, hvor vi ikke har nogen ejerskabsinformation, er anpartsselskaber. Ser vi bort fra virksomhederne med ukendt ejerskab, har omkring 90 procent af virksomhederne i databasen enten en eller to ejere. Bemærk at datterselskaber er indeholdt i antallet af virksomhederne med en ejer.

Der er således 60.030 virksomheder i KOB databasen, hvor vi kender hele eller dele af ejerkredsen. Heraf udgør datterselskaber 22.005 virksomheder. Ekskluderes datterselskaberne har vi således 38.025 virksomheder, hvor vi kan undersøge ejerskabsfordelingen.

Tabel 3. Oplysning af ejerskabsandele fordelt på selskabstype og intervaller.

Selskabsform	Sum af oplyste ejerskabsandele					Antal virksomheder
	0	1-29	30-89	90-99	100	
A/S	0,00	0,55	0,10	0,03	0,32	14.296
ApS	0,02	0,37	0,03	0,02	0,57	23.192
Partnerskab	0,58	0,05	0,13	0,01	0,22	490
Andre	0,13	0,45	0,17	0,04	0,21	47
Alle	0,02	0,43	0,06	0,02	0,47	38.025

Anm.: Tabellen indeholder alle aktive virksomheder i KOB med mindst et regnskab, hvor ejernes identitet er oplyst. Tallene angiver hvor stor en andel af virksomhederne som oplyser en given samlet ejerskabsandel.

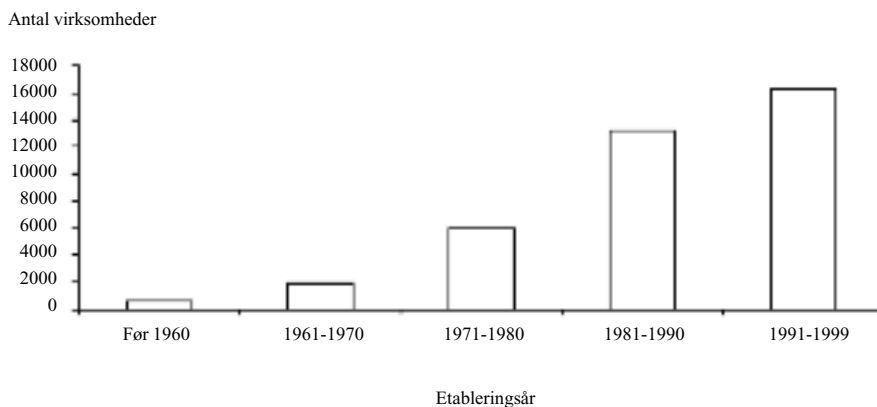
2.2 Oplysning af ejerskabsandele

Lovgivningen rummer ikke alene forskelle mellem de forskellige selskabsformer vedrørende oplysning af ejerens identitet, men også til hvad ejerskabsinformationen skal indeholde. Oplysningsforpligtelserne vedrørende virksomhedens ejere er mest omfattende for aktieselskaber, hvor aktionærer er forpligtet til at give meddelelse til selskabet, når stemmeandelen eller kapitalandelen passerer intervaller på 5%. Hvad angår selskabets offentliggørelse, så skal en liste over større aktionærer i princippet være offentligt tilgængelig samt optages i selskabets årsopgørelse. I forbindelse med aflæggelse af årsregnskabet er virksomheden kun forpligtet til at oplyse navnet på de store aktionærer, hvorved virksomheden selv bestemmer, om den eksakte andel skal offentliggøres. For anpartsselskaber er reglerne ganske anderledes. Internt i virksomheden skal der føres en liste over anpartshaverne, som dog først bliver tilgængelig for offentligheden, når selskabets anpartskapital overstiger 500.000 kr. Yderligere er der knyttet en særlig pligt om meddelelse, når ejerskabet koncentrerer på en enkelt person. Navne på selskabets store ejere skal ligesom i tilfældet med aktieselskaberne offentliggøres i årsregnskabet. Endelig er partnerskaber og andre selskabstypers offentliggørelse af ejerne ikke reguleret og dermed ikke direkte omfattet af et krav om offentliggørelse.² Vi kan således konkludere, at for virksomhederne i vores datasæt bliver oplysningerne omkring ejerskabsandele reelt kun offentliggjort i årsregnskabet, hvis den pågældende virksomhed selv ønsker det.

Det fremgår af tabel 3, at virksomhederne overordnet fordeler sig i to kategorier med hensyn til oplysningen af ejerskabsandelene. Enten så oplyses stort set intet, eller også oplyses ejerskabsandelene for alle ejere.

Et af de spørgsmål, vi senere tager op i analysen, er, hvordan kontrolallokering udvikler sig med virksomhedens alder. I den forbindelse viser figur 1 aldersfordelingen

2. For yderligere information omkring oplysningskrav m.v. henvises til Andersen (2000).



Figur 1. Antal virksomheder fordelt på etableringsår.

Anm.: Figuren indeholder alle 38.025 aktive virksomheder i KOB, hvor ejernes identitet oplyses, og som ikke er datterselskaber, jf. tabel 3.

for de 38.025 virksomheder, som ikke er datterselskaber, og for hvilke vi har nogen ejerskabsinformation.

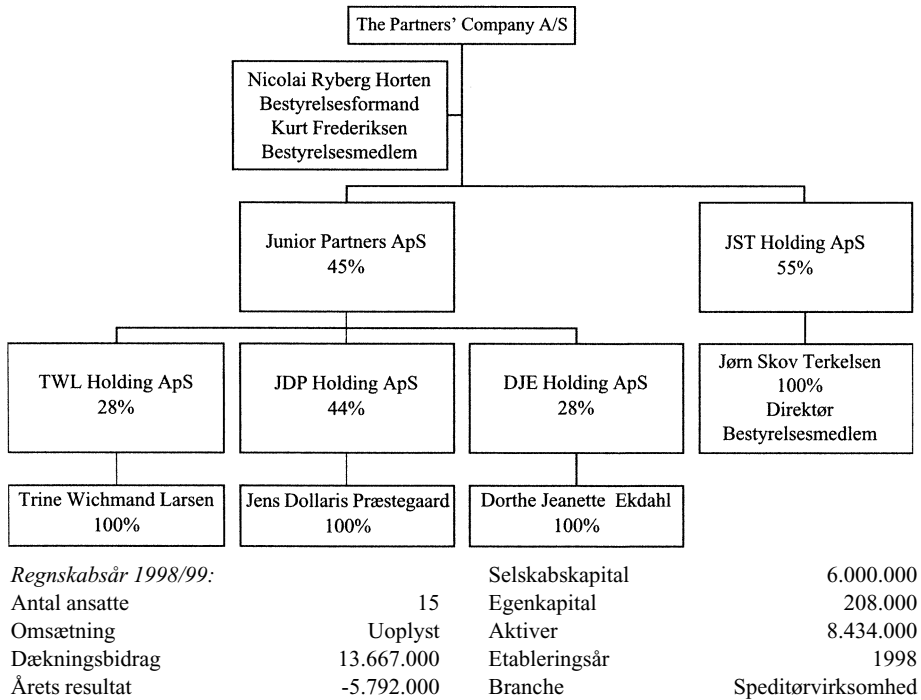
Figur 1 viser at vores virksomheder er relativt unge, idet langt de fleste er under 20 år gamle. Dette kan skyldes flere forhold: frafald af virksomheder over tid, stigende etablering af »små« selskaber efter 1974, hvor anpartsselskabsloven trådte i kraft og endelig, at nyere virksomheder måske har en større åbenhed med hensyn til oplysninger vedrørende virksomhedens ejere.

3. Ultimativt Ejerskab

Et af hovedformålene med denne analyse er at afdække sammenhænge mellem dem der ejer og dem der kontrollerer en virksomhed. Mange af vores virksomheder har holdingselskaber eller andre virksomheder som ejere. For at forstå den reelle sammenhæng mellem kontrol og ejerskab er vi derfor nødt til at lokalisere virksomhedernes ultimative ejere. Vi definerer ultimativt ejerskab som den ejerskabsfordeling, der fremstår, når vi har oprullet ejerskabsstrukturen, således at virksomhedens ejerkreds udelukkende består af personer eller virksomheder, som definitivt ingen ejere har (f.eks. fonde). Vi illustrerer begrebet ultimativt ejerskab med følgende to eksempler:

- The Partners' Company A/S
- Dansystem – Christensen & Arndt A/S

The Partners' Company er et spedititionsfirma, som har specialiseret sig i transport af spiritus, herunder betydelige aktiviteter i Østeuropa. Dansystem – Christensen & Arndt

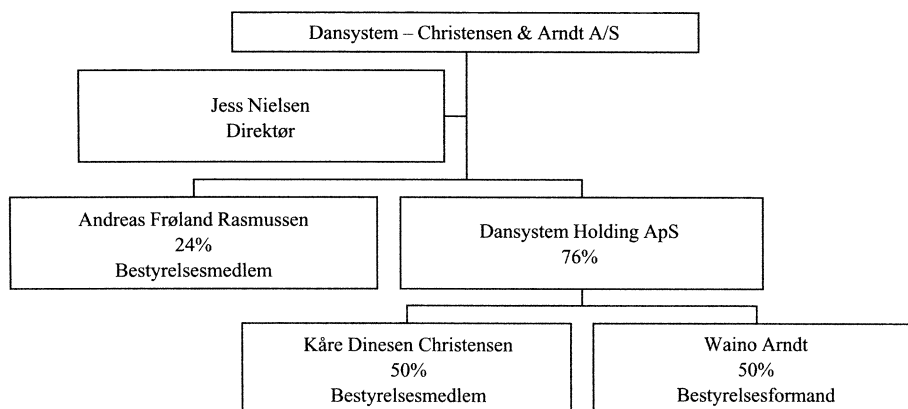


Figur 2. The Partners' Company A/S.

er en engrosvirksomhed, der hovedsageligt handler med elektroniske komponenter til det danske marked.³

For at finde de ultimative ejere af virksomhederne kræves perfekt ejerskabsinformation i første led, som defineres som virksomhedernes ejere uanset type. Idet det er tilladt for virksomheder at besidde en egenbeholdning på op til 10 procent, defineres perfekt ejerskabsinformation således, at summen af ejernes opgivne andele skal overstige 90 procent. Udfra dette kriterium findes der i KOB databasen 18.525 virksomheder med perfekt ejerskabsinformation i første led (se tabel 3). Vi ønsker derefter at finde disse virksomheders ultimative ejere. For virksomheder, der alene har personlige ejere, gøres dette ved blot at normere, så der summeres til 100 procent. For virksomheder med andre virksomheder i ejerkredsen kræver oprulningen af ultimativ ejerskab, at vi kan finde de (ultimative) ejere for de virksomheder, som er ejere i første led. Dermed kræves yderligere perfekt ejerskabsinformation ned i gennem kæden af virksomheder, som enten er direkte ejere i første led eller indirekte ejere gennem ejerskab af en virksomhed, som er ejer i første led.

3. Kilde: Børsens internetressourcer: www.borsen.dk.



<i>Regnskabsår 1998:</i>		Selskabskapital	500.000
Antal ansatte	15	Egenkapital	883.000
Omsætning	Uoplyst	Aktiver	17.802.000
Dækningsbidrag	14.469.000	Etableringsår	1988
Årets resultat	269.000	Branche	En gros, elektronik

Figur 3. Dansystem – Christensen & Arndt A/S.

Betragt ejerskabet af virksomheden The Partners' Company, som er illustreret i figur 2. Virksomheden har to ejere i første led, nemlig Junior Partners ApS og JST Holding ApS med henholdsvis 45 og 55 procent af aktiekapitalen. Vi har perfekt ejerskabsinformation i første led, idet ejerskabsandelene summer til 100 procent. Virksomhederne i andet led er ejet af henholdsvis tre holdingselskaber og en personlig ejer. I begge tilfælde er der perfekt ejerskabsinformation, men kun i det sidste tilfælde identificeres en ultimativ ejer. De tre holdingselskaber er ejet af personer, som således sammen med J.S. Terkelsen udgør de ultimative ejere for virksomheden The Partners' Company.

The Partners' Company har således fire ultimative ejere: J.S. Terkelsen med 55% af aktiekapitalen, J.D. Præstegaard med 20%, samt T.W. Larsen og D.J. Ekdahl med 13% hver.

Vores andet eksempel, Dansystem, som er illustreret i figur 3, har tre ultimative ejere med følgende andele: K.D. Christensen og W. Arndt begge med 38% samt A.F. Rasmussen med 24%. Bemærk at i The Partners' Company er den dominerende ejer J.S. Terkelsen samtidig direktør, modsat Dansystem, som hverken har en dominerende ejer eller en insider direktør. Eksemplerne viser således to mønstre af ejerskabs- og kontrolallokering, nemlig et mønster hvor der er en dominerende ejer, der også er direktør i virksomheden og dermed sidder med næsten al kontrol (The Partners' Company), og et

Tabel 4. Antal virksomheder fordelt på antallet af ejere.

Antal ejere	KOB	Ultimativ 1. led	Andel af KOB	Ultimativ
1	22.444	13.801	0,61	13.848
2	9.839	2.935	0,30	2.859
3	3.198	653	0,20	664
4	1.490	216	0,14	222
5	533	55	0,10	64
6+	521	45	0,09	48
Alle	38.025	17.705	0,47	17.705

Anm.: KOB indeholder alle aktive virksomheder med et regnskab som oplyser ejernes identitet. Ultimativ 1. led indeholder alle virksomheder i KOB, hvor de ultimative ejere kan findes fordelt på antallet af ejere i 1. led, mens Ultimativ indeholder de virksomheder i KOB, hvor de ultimative ejere kan findes fordelt på antallet af ultimative ejere.

andet hvor kontrolallokeringen er mere udvasket (dvs. der er ingen dominerende ejer) og direktøren er hentet udefra (Dansystem).

Som illustreret i de to eksempler oprulles ejerskabet i virksomheder forudsat, at der er perfekt ejerskabsinformation for virksomhederne i andet led. Således fortsættes, indtil virksomhedernes ultimative ejere er fundet. Grundet imperfekt ejerskabsinformation i andet eller tredje led er det ikke muligt at finde de ultimative ejere for 820 af de 18.525 virksomheder. Det er således muligt at finde de ultimative ejere for 17.705 virksomheder.

I tabel 4 er antallet af virksomheder fordelt på antallet af ejere. KOB udgør de 38.025 virksomheder, hvor vi kender ejerne, men ikke nødvendigvis har perfekt ejerskabsinformation. Ultimativ 1. led er de 17.705 virksomheder, hvor de ultimative ejere kan oprulles fordelt på antallet af ejere i første led, mens Ultimativ fordeler de 17.705 virksomheder på antallet af ultimative ejere. Forskellene mellem fordelingen af virksomheder i Ultimativ 1. led og Ultimativ illustrerer således bevægelserne, som følge af opgørelsen af ultimativt ejerskab fremfor ejerne i første led.

Tabel 4 viser yderligere, at ejerskabet af unoterede virksomheder er koncentreret, hvilket er konsistent med den teoretiske selskabsstyringslitteratur for unoterede selskaber, se Bennedsen og Wolfenzon (2000) og referencerne heri. Fordelt på selskabsformerne finder vi de ultimative ejere for 4.304 aktieselskaber, 13.357 anpartsselskaber og 44 virksomheder med anden selskabsform. For aktieselskabernes vedkommende slår lovgivningens oplysningsregler vedrørende ejerskabet igennem, idet kravet om opgivelse af ejerskabsandelen i intervaller ($> 5\%$, $> 10\%$) betyder jf. tabel 2, at enten er summen af de opgivne andele ganske lille eller næsten fuldstændig. For anpartsselskaber kan de ultimative ejere findes for næsten alle virksomhederne med perfekt ejerskabsinformation i første led, hvilket tyder på at frivillighed vedrørende ejerskabsinformationen også er implementeret »nedad«.

4. Kontrolallokering

I dette afsnit forsøger vi at svare på nogle meget simple, men også meget fundamentale spørgsmål om hvem, der kontrollerer små unoterede danske virksomheder. Vi er fokuserede på hvilke sammenfald, der eksisterer mellem direktøren, bestyrelsesformanden og almindelige bestyrelsesmedlemmer på den ene side og ejerkredsen på den anden side. Vores udgangspunkt er således de 38.025 aktive virksomheder, hvor vi har nogen ejerskabsinformation, men vi reducerer dette antal ved at kræve, at der er bestyrelsesoplysninger i vores data (dvs. at vi kan se, at virksomheden har en bestyrelse). Efterfølgende reducerer vi antallet af virksomheder yderligere ved at kræve ultimativ ejerskabsinformation.

Tabel 5 viser, at i godt to tredjedele af virksomhederne er både direktøren og mindst et bestyrelsesmedlem ejere, mens direktøren ikke er ejer i den sidste tredjedel af virksomhederne. Vores første indsigt er derfor, at generelt set er direktører i små unoterede virksomheder insidere, hvilket må siges at være forventeligt, da mange af disse virksomheder er personligt ejede. Mere overraskende er det måske, at der er en vis evidens for, at bestyrelsesformanden ikke er insider. I de fleste virksomheder har vi ikke oplysninger om bestyrelsesformandens identitet, men blandt dem, der oplyser det, er der mere end tre gange så mange outsiders som insidere blandt bestyrelsesformændene. Der er således en tendens til, at direktøren er insider, men at bestyrelsesformanden er outsider i forhold til ejerkredsen.

I tabel 5 analyserede vi alle virksomheder, der opgav nogen ejerskabsinformation. For at få et mere præcist indblik i sammenfald mellem ledelse og ejerskabskreds fokuserer vi nu på de virksomheder, hvor vi har ultimativ ejerskabsinformation og som optræder med en bestyrelse i vores data.

Tabel 6 viser kontrolfordelingen i virksomhederne i vores ultimativ datasæt, hvor der eksisterer en bestyrelse. Vi har angivet resultaterne for alle virksomheder, for alle virksomheder med henholdsvis mindst to og mindst tre ultimative ejere. Kolonnen, hvor alle virksomheder medtages viser, at direktøren er største ejer i tre fjerdedele af virksomhederne, hvilket dog falder til omkring 60 procent, når virksomheder med blot en ultimativ ejer ekskluderes. Fjernes virksomhederne med to ultimative ejere, falder andelen ikke yderligere. For alle tre kategorier gælder der, at generelt set er direktøren den største ejer i virksomheden. Det er især tydeligt for virksomheder med en enkelt ejer, men også en klar tendens i virksomheder med flere ejere. Ligesom i tabel 5 er der også her evidens for at bestyrelsesformanden oftere er outsider end insider i forhold til ejerskabskredsen.

Vi har således påvist, at kontrollen i unoterede danske virksomheder er allokeret således, at den største (eller eneste) ejer generelt set også er direktør i virksomheden. Til gengæld vælges bestyrelsesformanden oftest uden for ejerskabskredsen, både når der

Tabel 5. Ledelse og bestyrelse i virksomheder, hvor ejernes identitet er kendt.

Direktør	Andel af alle	Bestyrelsesformand	Andel af alle	Bestyrelsesmedlem	Andel af alle
Ikke ejer	0,33	Ikke ejer	0,12	Ikke ejer	0,10
				Ejer	0,02
		Uoplyst	0,18	Ikke ejer	0,11
				Ejer	0,07
		Ejer	0,03	Ikke ejer	0,02
				Ejer	0,01
Ejer	0,67	Ikke ejer	0,16	Ikke ejer	0,01
				Ejer	0,15
		Uoplyst	0,45	Ikke ejer	0,01
				Ejer	0,44
		Ejer	0,06	Ikke ejer	0,01
				Ejer	0,05
Total	1,00		1,00		1,00

Anm.: Tabellen indeholder alle 18.694 aktive virksomheder med et regnskab, hvor antallet af ejere og deres identitet er kendt. Yderligere kræves det, at virksomhederne har en bestyrelse. Uoplyst betyder i denne sammenhæng, at navne på bestyrelsesmedlemmerne er kendt, men at det er uoplyst, hvem af dem der er formand. Tredje søjle viser, om mindst et af bestyrelsesmedlemmerne tilhører ejerkredsen.

er tale om virksomheder med en eller flere ejere. I virksomheder med flere ejere er de øvrige ejere menige bestyrelsesmedlemmer. Den typiske kontrolallokering er derfor som i The Partners' Company A/S, som vi gennemgik i afsnit 3 ovenfor.

5. Kontrolvaskning⁴

Vi vender os nu mod selve ejerskabsstrukturen i virksomhederne. Små noterede virksomheder yder en relativ lille beskyttelse af mindretalsaktionærer, La Porta m.fl. (2000), især fordi der ikke er et aktivt marked for ejerskabsandele, som er i stand til at disciplinere virksomhederne. Et interessant teoretisk spørgsmål er, hvorledes dette påvirker noterede selskabers ejerskabsstruktur. Bennesen og Wolfenzon (2000) argumenterer for, at hvis en noteret virksomhed ønsker at vælge en ejerskabsstruktur, der maksimerer dens værdi, da er der to implikationer af fraværet af beskyttelse for ik-

4. Dette afsnit bygger på Bennesen m.fl. (2000).

Tabel 6. *Direktør eller bestyrelsesformand er største ejer.*

Direktør	Bestyrelsesformand	Andel alle ejere (antal = 6217)	Andel for 2+ ejere (antal = 2198)	Andel for 3+ ejere (antal = 717)
Ikke ejer	Ikke ejer	0,07	0,11	0,06
	Uoplyst	0,12	0,14	0,11
	Ejer, men ikke største	0,00	0,01	0,01
	Største ejer	0,03	0,02	0,02
<i>Samlet andel</i>		<i>0,22</i>	<i>0,28</i>	<i>0,20</i>
Ejer, men ikke største	Ikke ejer	0,01	0,03	0,03
	Uoplyst	0,02	0,04	0,03
	Ejer, men ikke største	0,00	0,00	0,01
	Største ejer	0,01	0,02	0,02
<i>Samlet andel</i>		<i>0,04</i>	<i>0,09</i>	<i>0,14</i>
Største ejer	Ikke ejer	0,18	0,11	0,08
	Uoplyst	0,53	0,40	0,44
	Ejer, men ikke største	0,01	0,02	0,03
	Største ejer	0,04	0,10	0,10
<i>Samlet andel</i>		<i>0,76</i>	<i>0,63</i>	<i>0,65</i>
Total		1,00	1,00	1,00

Anm.: Tabellen indeholder aktive virksomheder med mindst et regnskab, hvor de ultimative ejere kan findes. Kun virksomheder med en bestyrelse er medtaget. Uoplyst betyder i denne sammenhæng, at navne på bestyrelsesmedlemmerne er kendt, men at det er uoplyst, hvem af dem der er formand. Kolonnerne »Andel for 2+ ejere« og »Andel for 3+ ejere« indeholder henholdsvis virksomheder med mindst 2 og 3 ultimative ejere.

ke-kontrollerende aktionærer: For det første giver det et incitament til at have få ejere, da mange ejere fører til, at de kontrollerende ejere oftest vil internalisere en relativ lille del af virksomhedernes cashflow. For det andet vil der, hvis virksomheden har flere ejere, være en tendens til kontroludvaskning i ejerskabsstrukturen, forstået på den måde at man vil prøve at få ejere af nogenlunde samme størrelse og undgå situationer med en dominerende ejer, der alene kan kontrollere hele virksomheden. Grunden her til er, at kontroludvaskning medfører, at ejerne må danne koalitioner for at komme til at kontrollere virksomheden og sådanne samarbejdende koalitioner internaliserer en større del af virksomhedens cashflow.

Fordelen ved kontroludvaskning kan illustreres med følgende simple eksempel. Betragt en unoteret virksomhed med en aktieklasser og tre ejere, der ejer henholdsvis 52, 24 og 24 procent. I denne virksomhed er der således en flertalsaktionær, der kontrollerer virksomheden og som kan agere i alle sager, der ikke kræver et kvalificeret flertal,

uden at rådspørge sig med mindretalsaktionærerne. Lad os sammenligne dette med en anden unoteret virksomhed med en aktieklasse, tre ejere og udvasket kontrol, hvor hver ejer har præcist 1/3 af aktierne. I dette tilfælde er der ikke nogen flertalsaktionær, og for at kontrollere virksomheden er det nødvendigt, at mindst to aktionærer samarbejder. Det vil sige, at en kontrollerende aktionærgruppe i denne virksomhed internaliserer 2/3 af virksomhedens cash flow, hvilket er væsentligt mere, end hvad flertalsaktionæren i den første virksomhed gør. Vi ser således, at en udvasket kontrolstruktur kan betyde, at en kontrollerende aktionærgruppe internaliserer en større del af virksomhedens cash flow end i en kontrolstruktur med en enkelt dominerende ejer.

Tendensen til at unoterede virksomheder har få ejere fremgår tydeligt af tabel 2 ovenfor. Selvom vi ikke har fuldstændig ejerskabsinformation for alle disse virksomheder, er det klart, at langt de fleste af disse virksomheder enten er personligt ejede, eller at virksomhederne er stiftet af et par entreprenører, der ejer virksomhederne sammen. Dette er i sig selv forventeligt, ikke mindst når det tages i betragtning, at de fleste af vores virksomheder er meget små, jf. tabel 1 ovenfor.

Vi vil i det følgende påvise tilstedeværelsen af den anden af de effekter Bennedsen og Wolfenzon udleder, nemlig tilstedeværelsen af strategisk kontroludvaskning i virksomheder med flere end to ejere. Vi vil lidt simplificeret antage, at kontrollen i en virksomhed er udvasket, når ingen ejer er dominerende, dvs. besidder en aktiepost på 50 procent eller mere. Hvis kontrollen er udvasket, skal enhver ejer dermed opnå støtte fra mindst en anden ejer for at opnå kontrol over virksomheden.⁵

Analysen bygger på anvendelse af den ultimative ejerskabsinformation, som blev præsenteret i afsnit 3. For at påvise tendenser til kontroludvaskning er vi nødt til at have en benchmark, som vi kan måle det op imod. Vores benchmark-model er at antage, at for et givent antal ejere er ejerskabsandelene tilfældigt fordelt og følger en uniform fordelingsfunktion. Denne benchmark-model er teoriløs og valgt for dens operationelle simplicitet.⁶

Venstre del af tabel 7 viser fordelingen af virksomheder på antallet af ejere samt eksistensen af en dominerende ejer. Tallene i parentes er det forventede antal fra benchmark-modellen for virksomheder med mere end to ejere.

Relativt til benchmark-modellen er der i data en meget klar tendens til kontroludvaskning. For alle antal ejere er der langt flere virksomheder med en ejerskabsstruktur, hvor der ikke er en dominerende ejer, end benchmark-modellen forudsiger. Testes fordelingen vha. af en χ^2 -fordeling, forkastes hypotesen om, at fordelingen er ens på et 1

5. I Bennedsen m.fl. (2000) analyseres der et mere generaliseret mål for kontroludvaskning, nemlig den geometriske afstand mellem den aktuelle ejerskabsfordeling og den lige (1/n) ejerskabsfordeling. Resultaterne ændres ikke signifikant, og vi henviser derfor den interesserede læser til arbejdsrapporten for at se den generaliserede analyse.

6. Se Appendiks til Bennedsen m.fl. (2000) for udledning af fordelingsfunktionen for benchmark modellen.

Tabel 7. Test af kontroludvaskning.

Antal ejere	Alle virksomheder			1/n ekskluderet		
	Ingen dominerende ejer	En dominerende ejer	Sig.	Ingen dominerende ejer	En dominerende ejer	Sig.
3	442 (166)	222 (498)	0,00	120 (86)	222 (257)	0,00
4	170 (111)	52 (111)	0,00	61 (52)	52 (57)	0,40
5	55 (44)	9 (20)	0,00	26 (24)	9 (11)	0,48
6+	45 (43)	3 (5)	0,30	28 (28)	3 (3)	0,79
Alle	712 (364)	286 (634)	0,00	235 (190)	286 (328)	0,00

Amn.: Kontroludvaskning testes ved at sammenholde tilstedeværelsen af en dominerende ejer med en benchmark-model, hvor ejerskabsandelene er tilfældigt fordelt mellem et givent antal ejere. Tabellen indeholder aktive virksomheder med mindst et regnskab, hvor de ultimative ejere kan findes og hvor antallet er mindst tre. I højre del af tabellen under »1/n-ekskluderet« er virksomheder hvor ejerskabsandelene er ligeligt fordelt mellem de ultimative ejere ekskluderet.

procents niveau. Kun for virksomheder med 6 eller flere ejere kan hypotesen om ligelig fordeling ikke afvises, selvom antallet af virksomheder med kontroludvaskning er større end det forventede.

Dette resultat kan dog være drevet af det faktum, at en del af de 998 virksomheder er såkaldte 1/n-virksomheder, hvor ejerskabsandelene er ligeligt fordelt mellem antallet af ejere, hvorfor en dominerende ejer er udelukket. Lige ejerskabsfordeling har pr. definition kontroludvaskning, men det er ikke givet, at det er direkte strategiske motiver, der medfører et valg af en 1/n- ejerskabsstruktur. F.eks. kunne det være fremkommet gennem det forhold, at en virksomhedsstifter har overdraget virksomheden til sine arvinger. For at teste dette har vi udelukket 1/n-virksomhederne i højre del af tabel 7. Bemærk at vi bevidst har fjernet virksomheder, hvor vi ved at kontrollen er udvasket, derfor forventes det, at kontroludvaskningstendensen er svagere. Tabellen viser, at der stadig er en tendens til kontroludvaskning, idet der er færre virksomheder end forventet med en dominerende ejer. For virksomheder med mere end tre ejere kan hypotesen ikke afvises, men der er langt færre virksomheder i disse grupper end med tre ejere. Virksomheder med tre ejere udgør over 50 procent af det samlede antal, hvorfor kontroludvaskning overordnet er signifikant, selv når 1/n-virksomhederne er ekskluderet.

Tabel 7 dokumenterede tilstedeværelsen af kontroludvaskning i noterede danske virksomheder. I det følgende vil vi undersøge, om der ligger påviselige strategiske motiver bag denne kontroludvaskning. Vi gør dette ved at foretage en Probit-test for frekvensen af kontroludvaskning i virksomhederne, hvor forekomst af kontroludvaskning (defineret som en dummy der antager værdien 1, hvis kontrollen er udvasket) er den afhængige variabel.

Vores hovedhypotese er, at kontroludvaskning er et middel til at reducere kontrollerende agenters muligheder for at foretage handlinger, der ikke er i hele ejerskabskredsens interesser. Den første implikation af dette er, at jo flere ejere der er i virksomheden, jo større skulle sandsynligheden for kontroludvaskning være. Derfor inkluderer vi antallet af ejere, i form af dummies for antallet af ejere lig 3, 4, 5 og 6+, på højresiden i vores model. Et argument mod denne hypotese kunne være, at en virksomhed har flere ejere, fordi virksomheden er stor, og at der derfor vil være en risikoomkostning for en enkelt investor, hvis denne ejer hele virksomheden. Vi kontrollerer derfor for virksomhedens størrelse i testen.⁷

En anden direkte implikation af vores hovedhypotese er, at frekvensen af kontroludvaskning vil være større i virksomheder, hvor direktøren er ejer, end i virksomheder hvor direktøren er outsider. En ejer, der også er direktør, vil have endnu mere kontrol over virksomheden og behovet for at udvaske kontrollen ved at undgå, at denne direktør ejer mere end halvdelen af virksomheden, bliver derfor større. Derfor introducerer vi en dummy variabel for, om en virksomhed har en direktør, der også er ejer. Vi vælger en grænse på 10 pct. for at adskille kontroludvaskningsmotivet fra incitamentkontraktmotivet, idet mange udefra kommende direktører får ejerskabsandele, optioner på ejerskabsandele, eller bliver opfordret til at investere i virksomheden, som en del af deres kompensationspakke.

De fleste selskabsstyringsteorier har hidtil haft et statisk tilgang. Selvom ejerskab er mere stabilt i unoterede virksomheder end i noterede, sker der dog en del ændringer i ejerskabsstrukturer over tid. F.eks. er det ca. 1/3 af alle virksomheder, der har oplyst ændringer i ejerskabsstrukturen i løbet af perioden fra 1994-98. I manglen på teorier kan vi forestille os såvel mere som mindre kontroludvaskning over tid. Man kunne f.eks. forestille sig en situation, hvor en entreprenør først etablerer en 1/n-ejerskabsstruktur af strategiske årsager. Derefter kunne det på et senere tidspunkt være i en eller flere af ejernes interesser at opnå mere kontrol over virksomheden ved at koncentrere ejerskabsstrukturen. Selvom dette måske nedbringer virksomhedens samlede værdi, kan det alligevel godt tænkes at øge værdien for den kontrollerende aktionær. På den anden side kan man argumentere for, at hvis virksomhedens værdi er størst, når ejerskabsandelene er jævnbrydige, kan der være andre faktorer, som medfører kontroludvaskning over tid. F.eks. kan det være i en dominerende ejers interesse at nedbringe sin ejerskabsandel for på denne måde at binde sig til ikke at udføre handlinger, der ikke er i alle aktionærers interesser. I sidste instans må den dynamiske effekt på kontroludva-

7. Som indikator for virksomhedens størrelse anvendes aktiver. Alternativt kunne størrelsen måles ved omsætningen eller antallet af ansatte. Da lovgivningen ikke forpligter virksomhederne til at levere disse oplysninger i deres årsregnskab anvendes aktiverne, idet kun hver tredje virksomhed oplyser omsætningen og antallet af ansatte.

Tabel 8. Probit regression, Standardafvigelse i parentes.

	Model 1			Model 2		
	Koef- ficient	Standard afvigelse	Marginal effekt	Koef- ficient	Standard afvigelse	Marginal effekt
DirEjer	0.232	(0.102)	0.056			
Familie	-0.287	(0.091)	-0.069			
Familie = 1* DirEjer = 0				0.060	(0.179)	0.020
Familie = 0* DirEjer = 1				0.486	(0.152)	0.161
Familie = 1* DirEjer = 1				0.090	(0.148)	0.030
Selskabsform	-0.209	(0.089)	-0.050	-0.197	(0.089)	-0.065
Etableringsår	0.011	(0.003)	0.003	0.011	(0.003)	0.004
Aktiver	-2.0E-07	(2.9E-07)	-4.8E-08	-2.2E-07	(2.8E-07)	-7.3E-08
Antal Ejere = 4	0.393	(0.109)	0.095	0.391	(0.109)	0.130
Antal Ejere = 5	0.750	(0.207)	0.182	0.744	(0.206)	0.247
Antal Ejere = 6+	1.137	(0.304)	0.275	1.164	(0.306)	0.386
Konstant	-21.639	(6.627)		-22.337	(6.617)	
Differencen i (-2)						
log likelihood		74,8			79,6	
Observationer		998			998	

Anm.: Probit-regressionen tester determinanterne for tilstedeværelsen af en dominerende ejer i de 998 virksomheder med med tre eller flere ultimative ejere.

skning derfor blive et empirisk spørgsmål, og vi inkluderer således virksomhedens etableringsår som en forklarende variabel.

For det andet kontrollerer vi for to ikke-strategiske motiver for kontroludvaskning. Vi har en hypotese om, at mange familieejede virksomheder har kontroludvaskning, hvilket vi formoder primært skyldes, at familiemedlemmer behandler hinanden ens. Det vil sige, at der ikke nødvendigvis ligger noget strategisk motiv bag kontroludvaskningen, men at det snarere er en fiktiv kontrolallokering fordi familiemedlemmer alligevel ofte optræder som een ejer. For at teste denne hypotese indfører vi en dummy for familieejerskab, defineret som at to eller flere ejere har samme efternavn.

Endelig kontrollerer vi for selskabsformen, da vi forventer, at en række anpartsselskaber og partnerskaber er blevet etableret af en gruppe partnere, der hver har fået samme ejerskabsandel. Der inkluderes derfor en dummy for, om virksomheden er et aktieselskab. Resultaterne fra Probit-testen er præsenteret i tabel 8.

Model 1 medtager alene effekterne af de forskellige variable, mens model 2 inkluderer interaktionen mellem direktørejerskab og familieejerskab.

Model 1 bekræfter, at tilstedeværelsen af en direktør med mere end 10 procent forøger sandsynligheden for kontroludvaskning. Effekten er signifikant på et 5 pct. niveau, og det fremgår af tabellens tredje søjle, at den marginale effekt ikke er ubetydelig.

Familieejerskab påvirker kontroludvaskning negativt, hvilket afkræfter vores hypotese om, at familier fordeler ejerskab ligeligt imellem sig. Det er værd at huske på, at vores virksomheder generelt er relativt unge, dvs. at det må formodes, at stifteren eller stifterne stadig er aktive i virksomheden. Dvs. familieejerskab er ikke opstået gennem arv, men gennem at entreprenøren har fordelt ejerskab ud til andre familiemedlemmer. Analysen viser, at entreprenøren i det tilfælde selv beholder mindst halvdelen af virksomheden og dermed den absolutte kontrol.

Det er ligeledes signifikant, at jo flere ejere, en virksomhed har, jo større er sandsynligheden for kontroludvaskning, og den marginale effekt af at tilføje en ny ejer er stigende, hvilket er forventeligt.

Virksomhedens størrelse påvirker ikke sandsynligheden for kontroludvaskning, da koefficienten for aktiverne er insignifikant. Effekten af aktieselskaber er negativ, hvilket medfører, at kontroludvaskning er mindre sandsynlig for virksomheder med denne selskabsform.

Etableringsåret er positivt korreleret med kontroludvaskning, hvilket medfører, at yngre virksomheder har en højere grad af kontroludvaskning. Dette er således konsistent med vores teori om, at den optimale kontroludvaskning ikke er stabil over tid, da enkelte ejere kan have incitament til at øge deres ejerskabsandele, selvom det har en negativ effekt på virksomhedens samlede værdi.⁸

I model 2 inkluderes interaktionen mellem direktør- og familieejerskab. Sandsynligheden for kontroludvaskning stiger i virksomheder uden familieejerskab, når direktøren ejer mere end 10 procent af aktierne. Fortegnene for de øvrige variable ændres ikke nævneværdigt i model 2, hvilket i øvrigt også gælder, hvad angår signifikans.

For at kontrollere, hvor robuste vores resultater er, har vi lavet en række alternative modelspecifikationer.⁹ Vi har indført omsætning i stedet for aktiver som størrelsesmål. Som det fremgår af tabel 1 er det kun ca. 1/3 af virksomhederne, der opgiver omsætning. Vi har også kørt Model 1 og 2 på den delgruppe af virksomheder, der har mere end 1 mio. kroner i omsætning, for at se, om større virksomheder opfører sig anderledes end små. Endelig har vi kørt modellerne under antagelse om en logistisk fordelingsfunktion (Logit) i stedet for en normalfordelt fordelingsfunktion. Resultaterne af disse varianter afviger ikke signifikant fra den præsenterede model.

6. Politik implikationer

Vi har i de foregående afsnit præsenteret en række sammenhænge mellem ejerskabsstrukturer, kontrolallokering og bestyrelsessammensætninger i unoterede danske

8. Vores resultat er ligeledes konsistent med modellen i Bebchuck (1999), hvori det påpeges, at kontroludvaskning ikke er dynamisk stabil.

9. Resultaterne kan fås ved henvendelse til forfatterne.

virksomheder. Vi har påvist, at den typiske form for kontrolallokering er at have en dominerende ejer, der også er direktør i virksomheden og som sørger for, at bestyrelsesformanden er outsider, mens de øvrige ejere (hvis de eksisterer) så kan være menige bestyrelsesmedlemmer. At dette resultat også holder for virksomheder med flere ejere er vigtigt, idet Lausten (2002) – ligeledes på danske data – tidligere har påvist, at sandsynligheden for, at direktøren skiftes ud, er mindre, når bestyrelsesformanden er outsider. Med andre ord kan den dominerende direktør lede virksomheden uden nævneværdig risiko for afskedigelse. Det er således et interessant (og åbent) spørgsmål om fraværet af denne fyringstrusselen har nogen adfærdsmæssige effekter på disse direktører.

Vi har også afdækket en række signifikante sammenhænge omkring ejerskabsstrukturer i små noterede danske virksomheder. For det første er der en klar tendens til generelt set at have et meget koncentreret ejerskab, ofte gennem kun en eller to ejere. For det andet vil der i virksomheder med flere end to ejere, ofte være en tendens til at vælge en ejerskabsstruktur der udvasker kontrollen, således at der ikke er nogen enkelt ejer, der kan kontrollere hele virksomheden. Vi har også dokumenteret, at der kan være strategiske motiver til denne kontroludvaskning. Det må endda formodes, at denne kontroludvaskning kan være endnu større end dokumenteret i vores analyse på grund af tilstedeværelsen af juridisk bindende ejerskabsaftaler. Ejerskabsaftaler har ofte til formål at reducere den enkelte ejers muligheder for at foretage unilaterale handlinger.

Det er fundamentalt at vide noget om de dokumenterede sammenhænge for at kunne evaluere og revidere den del af selskabs- og anpartslovgivningen i Danmark, der sigter på at regulere selskabsstyringsmæssige forhold for noterede virksomheder. Selv om hovedformålet med denne artikel har været at afdække disse sammenhænge, vil vi i det følgende prøve at diskutere et par eksempler på, hvilke politik implikationer vores analyse lægger op til.

For det første har der de sidste tre-fire år foregået et ministerielt igangsat udredningsarbejde omkring selskabsstyring i Danmark. Det eksisterende dokumentationsarbejde fokuserer udelukkende på de store, oftest børsnoterede, danske virksomheder, se Erhvervsministeriet m.fl. (1999) og Det Økonomiske Råd (1999). Der har hidtidigt været en meget lille viden om organiseringen af de mindre noterede virksomheder. For at forstå fremtidige konsekvenser af nye selskabsretslige initiativer vil det være væsentligt også at overveje konsekvenserne for små virksomheder, især fordi vi har dokumenteret, at deres organisering er væsentligt forskellig fra de store børsnoterede virksomheder. I fremtidigt revisionsarbejde vil det således være relevant at indrage dette materiale.

For det andet er der et meget stort antal anpartsselskaber i vores data og derfor vil analysen særligt kunne bruges til at evaluere initiativer inden for anpartslovgivningen.

For eksempel var en præmis for revisionen af anpartsselskabslovgivning i 1996, at anpartsselskaber for det meste kun havde en ejer.¹⁰ Denne præmis førte til, at der blev lagt vægt på langt større kontraktfrihed i anpartslovgivningen, end der før havde været. Vores analyse har vist, at mellem en fjerdedel og halvdelen af de ca. 51.000 anpartsselskaber i KOB databasen har mere end en ejer. For disse virksomheder må det formodes, at den øgede kontraktfrihed kan have formindsket beskyttelsen af ikke-kontrollerende partnere.

For det tredje rejser vores arbejde en ny dimension i diskussion om det ønskværdige i at have beskyttelse af ikke-kontrollerende investorer som et formål i fremtidige selskabsretlige initiativer. La Porta m.fl. (1998) og (2000) viser, at der er en overraskende lille beskyttelse af ikke-kontrollerende investorer i Danmark. Yderligere påvises det, at dårlig investorbeskyttelse påvirker aktiviteten på kapitalmarkeder negativt og giver mindre incitament for noterede selskaber til at lade sig børsnotere. Et stort spørgsmål i denne forbindelse er, om virksomheder i lande med dårlig investorbeskyttelse kan benytte organisationsformer og frivillige kontrakter som effektive substitutter til lovmæssigt induceret beskyttelse. Vi har påvist i denne artikel, at der er strategiske motiver i organiseringen af en virksomheds ejerskabs- og ledelsesstruktur, dvs. det virker som om, at virksomheders valg af organisationsform er et alternativ til juridiske initiativer til beskyttelse af ikke-kontrollerende investorer. Det vil derfor være interessant i et fremtidigt analysearbejde at vurdere hvor efficient dette alternativ er, og dermed hvor store velfærdsomkostningerne af den relativt ringe investorbeskyttelse i Danmark er.

10. Vi er Mette Neville taknemmelig for at gøre os opmærksomme på 1996 revisionen af anpartsselskabslovgivningen.

Litteratur

- Andersen, P.K. 2000. *Aktie og anpartsselskabsret*, Jurist og Økonomforbundets Forlag.
- Bebchuk, L. 1999. The Rent Protection Theory of Corporate Ownership and Control, *Working Paper, Harvard Law School*.
- Bennedsen, M. og D. Wolfenzon. 2000. The Balance of Power in Closely Held Corporations, *Journal of Financial Economics*, Vol 58, 1.
- Bennedsen, M., M. Fosgerau, og D. Wolfenzon. 2000. Control Dilution and Distribution of Ownership, *Working Paper, Center for Erhvervsøkonomisk Forskning*.
- Berle, A. og G. Means. 1932. *The Modern Corporation and Private Property*, Macmillan, New York.
- Danmarks Statistik. 2000. *Statistisk Tiårsoversigt 2000*.
- Demsetz, H. 1983. The Structure of Ownership and the Theory of the Firm, *Journal of Law and Economics*, Vol 26.
- Demsetz, H. og K. Lehn. 1985. The Structure of Corporate Ownership: Causes and Consequences, *Journal of Political Economy*, Vol 93.
- Demsetz, H. og B. Villalonga. 2001. Ownership structure and corporate performance, *Journal of Corporate Finance*, Vol, 7.
- Det Økonomiske Råd. 1999. *Dansk Økonomi, forår 1999*, København.
- Easterbrook, F.H. og D.R. Fischel. 1991. *The Economic Structure of Corporate Law*, Harvard University Press.

- Erhvervs-, Finans-, Skatte- og Økonomiministeriet. 1999. *Debatoplæg om aktivt ejerskab*, København.
- Himmelberg, C.P., R.G. Hubbard og D. Palia, 1999. Understanding the determinants of managerial ownership and the link between ownership and performance. *Journal of Financial Economics*, Vol 53.
- Jensen, M. og W. Meckling. 1976. Theory of the Firm: Managerial Behavior, Agency Costs and the link between Ownership and Performance. *Journal of Political Economy*, Vol 93.
- La Porta, R., F. Lopez-de-Silanes, A. Shleifer og R.W. Vishny. 1998. Law and Finance. *Journal of Political Economy*, Vol 106.
- La Porta, R., F. Lopez-de-Silanes og A. Shleifer. 1999. Corporate Ownership around the World, *Journal of Finance*, Vol 54.
- La Porta, R., F. Lopez-de-Silanes, A. Shleifer og R.W. Vishny. 2000. Investor Protection and Corporate Governance, *Journal of Financial Economics*, Vol 58.
- Lausten, M. 2002. CEO Turnover, Firm Performance and Corporate Governance. *Working Paper*, Fremkommer i International Journal of Industrial Organisation.
- Morck, R.K., A. Shleifer og R.W. Vishny. 1988. Management Ownership and Corporate Performance: An Empirical Analysis, *Journal of Financial Economics*, Vol 20, 2.
- O'Neals, F.H. 1987. Oppression of Minority Shareholders: Protecting Minority Rights, Close Corporations Law Symposium, *Cleveland State Law Review*.
- Pedersen, T. og S. Thomsen 1997. European Patterns of Corporate Ownership: A twelve countries study. *Journal of International Business Studies*, Vol 4.
- Shleifer, A. og R.W. Vishny. 1997. A Survey of Corporate Governance, *Journal of Finance*, Vol 52.
- Strandskov, J., S. Pedersen og T. Thomsen (1994): Ejerforhold og konkurrenceevne i dansk erhvervsliv, Per Heum og Dag Stokland (red.), *Internasjonalisering og nasjonal næringspolitikk*, FAFO-rapport 173, Oslo.
- Zhou, X. 2002. Understanding the determination of managerial ownership and its relationship to firm performance: Comment, *Journal of Financial Economics*, Vol 62, 3.

Hvem har glæde af husleje-reguleringen?

Svend Jespersen

Det Økonomiske Råds Sekretariat

Jakob Roland Munch

Det Økonomiske Råds Sekretariat

SUMMARY: This paper calculates the benefits accruing from rent control on the Danish housing market to the occupants of private rented housing, social housing and co-operative housing. The socio-economic groups which receive the greatest benefits are identified. By controlling for sample selection bias it is shown that the rent control benefit is very poorly targeted among tenants in private rented housing, as high incomes and high levels of education are strongly associated with higher benefits. In social housing the rent control benefit is even more badly targeted than in private rented housing as, in addition, tenants from non-OECD countries, the unskilled, people taking early retirement and the long-term unemployed receive relatively low benefits.

1. Indledning

Blandt økonomer hersker der bred enighed om, at huslejerregulering har skadelige virkninger på boligmarkedets funktionsmåde. I en spørgeskemaundersøgelse blandt amerikanske økonomer var det spørgsmål, der opnåede størst tilslutning (93 pct.), således påstanden om, at et huslejeloft reducerer kvaliteten og udbudet af lejeboliger, jf. Alston, Kearl og Vaughan (1992). For danske forhold fremhævede Lejelovskommisjonen netop som et hovedproblem ved huslejerreguleringen, at den vedligeholdelse, som hidtil er blevet udført på private udlejningsejendomme, ikke har været tilstrækkelig til at sikre en god vedligeholdelsesmæssig tilstand, jf. Boligministeriet (1997). Desuden vidner den offentlige debat om lange boligkøer, store søgeomkostninger forbundet med at finde en lejebolig og penge under bordet. Dette hænger sammen med, at beboerne i de attraktive lejeboliger med store huslejesparelser kun har begrænset tilskyndelse til at flytte. Det gælder f.eks. også, når der sker ændringer i husstandssammensætningen

En stor tak til kolleger i Det Økonomiske Råds Sekretariat og formandskabet i Det Økonomiske Råd for nyttige kommentarer i forbindelse med udarbejdelsen af denne artikel. Tak også til Anne Duus hos Told- og Skattestyrelsen for hjælp i forbindelse med tilvejebringelse af data og brug af Told og Skattestyrelsens vurderingsmodel. Vurderinger og synspunkter i artiklen er alene forfatternes ansvar.

som følge af, at børnene flytter hjemmefra, skilsmisse eller dødsfald. Huslejereguleringen af det danske boligmarked er på denne måde med til at reducere mobiliteten på boligmarkedet og skabe et inefficiant stort boligforbrug som dokumenteret i Det Økonomiske Råd (2001) og Munch og Svarer (2001).

På trods af bivirkningerne ved huslejeregulering har denne i Danmark overlevet siden 1939, hvilket kan forekomme mærkværdigt, når man tager den herskende konsensus blandt økonomer i betragtning. Huslejereguleringen kan derfor siges at være et offer for første del af »Murphys lov for økonomisk politik«: »Økonomer har mindst indflydelse på områder af den økonomiske politik, hvor de ved mest og er mest enige, mens de har mest indflydelse på de områder, hvor de ved mindst og er mest uenige«. ¹ Forklaringen på huslejereguleringens fortsatte eksistens kan findes i betragtninger om den politiske økonomi i huslejereguleringen, jf. Arnott (1995). Huslejeregulering kan være et populært politisk instrument, fordi den ikke direkte involverer forøgede skatter og udgifter, og samtidig er det en kendsgerning, at afskaffelse af huslejereguleringen fører til, at langt flere lejere bliver berørt af huslejestigninger, end der er udlejere, der vinder. Forslag til reformer af lejelovgivningen er således ofte strandet på de fordelingsmæssige konsekvenser. I denne forbindelse er det problematisk, at man jævnligt støder på mere eller mindre udokumenterede påstande om, at de billige boliger, der følger af huslejereguleringen, i særlig grad tilfalder de dårligst stillede i samfundet. Det er velkendt, at lejerne i private udlejningsboliger i gennemsnit har lavere indkomster end f.eks. boligejerne, men det udelukker ikke, at de attraktive lejligheder kan være fordelt, sådan at det er de bedst stillede lejere, der opnår de største huslejesparelser.

I denne artikel undersøger vi, hvem der har glæde af huslejereguleringen. På baggrund af regressionsanalyse gøres dette ved at identificere de indkomstgrupper og andre socio-økonomiske grupper blandt lejere, der opnår de største huslejesparelser. I Danmark er der vha. registerdata enestående gode muligheder for at belyse dette emne. Bygnings- og Boligregistret (BBR) giver et forholdsvis detaljeret billede af hver eneste ejendoms fysiske karakteristika (herunder ejerforhold og huslejeoplysninger), og vha. Told- og Skattestyrelsens ejendomsvurderingsmodel er det muligt at vurdere alle lejeboliger, som havde de været ejerboliger. Ud fra denne beregnede markedspris for den enkelte lejebolig beregnes en markedsleje, der kan sammenholdes med den faktisk betalte husleje fra BBR. De herved opståede huslejesparelser regresseres dernæst på beboernes indkomstmæssige og andre socio-økonomiske karakteristika vha. oplysninger fra Danmarks Statistiks Indkomstregister og IDA-databasen. Lejelovskommissionen påviste på lignende vis eksistensen af betydelige huslejespænd som følge af reguleringen, men de undersøgte ikke sammenhængen mellem husleje-

1. Se Krugman (2000).

spændene og beboernes socio-økonomiske karakteristika. Hovedresultaterne i nærværende artikel er tillige præsenteret i Det Økonomiske Råd (2001).

Analyserne viser, at huslejebesparelserne i både private udlejningsboliger, almene boliger og ældre andelsboliger er mest til glæde for personer med høje indkomster og længerevarende uddannelser. Dvs. der er en tendens til, at huslejebesparelserne er stigende med f.eks. husstandens indkomst selv efter, at der er kontrolleret for betydningen af en række socio-økonomiske baggrundsfaktorer. I almene boliger er huslejebesparelserne endvidere generelt lavere eksempelvis for indvandrere, førtidspensionister og arbejdsløse. De til huslejereguleringen tilknyttede gevinster kan derfor ikke siges at være målrettet de dårligst stillede, og resultaterne understøtter således ikke opretholdelsen af huslejereguleringen.

Resten af artiklen er organiseret på følgende måde. Afsnit 2 præsenterer kort centrale aspekter af den danske lejelovgivning. Afsnit 3 gennemgår beregningen af en husholdnings økonomiske fordel ved at bo i en reguleret bolig. Afsnit 4 beskriver data-materialet og analysemetoden, og i afsnit 5 præsenteres resultaterne. Afsnit 6 giver en kort konklusion.

2. Offentlig regulering af boligomkostningerne

Det danske lejeboligmarked er kendetegnet ved betydelig offentlig påvirkning af boligomkostningerne. Huslejen i størstedelen af de private udlejningsboliger er i dag reguleret efter enten »det lejedes værdi« eller omkostningsbestemt husleje. Omkostningsbestemt husleje bestemmer et lejløft ud fra omkostningerne til løbende drift og vedligeholdelse og forrentning. Mens omkostningerne til drift og vedligeholdelse kan følge udviklingen i forbrugerpriserne, er forrentningen for ejendomme opført før 1964 fastsat til 7 pct. af ejendommens værdi i 1973, og ejendomme taget i brug i perioden 1964-91 må forrentes med op til 14 pct. af anskaffelsessummen. Det betyder, at der især i ældre ejendomme kun tillades begrænsede huslejestigninger.

Huslejen i ejendomme, der er taget i brug før 1992, og som ikke er underlagt omkostningsbestemt husleje, er reguleret efter det lejedes værdi. Det lejedes værdi er et juridisk begreb, der henfører til, at huslejen ikke må overstige den leje, der er almindeligt gældende i området for lignende boliger. I områder, hvor der både er lejligheder, der er reguleret efter omkostningsbestemt leje og efter det lejedes værdi, vil det lejedes værdi derfor sandsynligvis være lavere end markedslejen. Huslejefastsættelsen er fri for private udlejningsejendomme opført efter 1991, men kun få ejendomme er opført efter 1991.

Der er mulighed for, at en udlejningsbolig kan overgå fra at være underlagt omkostningsbestemt husleje til huslejefastsættelse efter det lejedes værdi, hvis boligen er blevet gennemgribende renoveret i forbindelse med genudlejning. En udlejningsbolig an-

ses for gennemgribende forbedret, hvis forbedringsudgifterne enten overstiger 1.600 kr. pr. m² eller et samlet beløb på 183.000 kr. i 2001 priser. En gennemgribende forbedring kan i mange tilfælde være fordelagtig for udlejeren, idet huslejen da kan stige mere end svarende til omkostningerne forbundet med forbedringen.

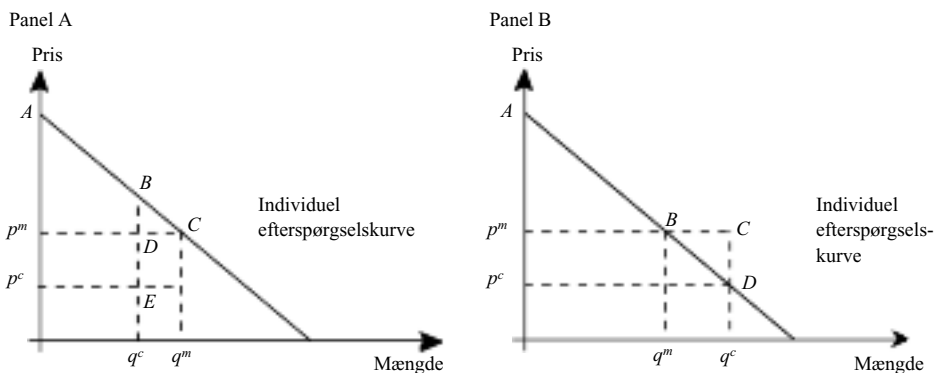
Fremstillingen tager udgangspunkt i huslejereguleringen af de private udlejningsboliger, men almene boliger og ældre andelsboliger berøres også. Huslejen i almene boliger er bestemt som en »balanceleje« ud fra udgifter til løbende drift, vedligehold og kapitaludgifter, hvoraf kapitaludgifterne i nogen grad dækkes af det offentlige. Dvs. huslejen i almene boliger vil i mange tilfælde være lavere end den uregulerede leje. Beboerne i ældre andelsboliger kan også betragtes som modtagere af reguleringsgevinster, eftersom disse boliger er omdannet fra huslejeregulerede private udlejningsboliger. Ved omdannelsen overtager andelsforeningen ejendommen af udlejer til en pris, der afspejler de regulerede huslejeindtægter. Prisen kan dog også i nogen grad afspejle en vis sandsynlighed for huslejeliberalisering. Reguleringsgevinsten i ældre andelsboliger beregnes her, som var de private udlejningsboliger.

3. Beregning af forvridningen i boligomkostningerne

I det følgende bruges betegnelsen »reguleringsgevinst« om det beløb, en person eller husstand sparer som følge af offentlig påvirkning af boligomkostningen. For private udlejningsboliger er reguleringsgevinsten forskellen mellem den observerede husleje for en bolig og den leje, der skulle betales for boligen, hvis der ikke var huslejeregulering. For almene boliger er reguleringsgevinsten forskellen mellem den observerede husleje for en bolig og den leje, der skulle betales for boligen, hvis boligen blev udlejet på markedsvilkår, og der ikke var regler om balanceleje og tilskud til kapitaludgifterne. Reguleringsgevinsten for en andelsbolig er beregnet som den reguleringsgevinst der ville være tilknyttet en privat udlejningsbolig med lignende karakteristika, jf. senere.

Den uregulerede husleje for en given udlejningsbolig beregnes ud fra den markedspris, der skulle betales for en tilsvarende ejerbolig. Markedsprisen kan anvendes til at opnå et udtryk for de omkostninger, en udlejer skal have dækket for at tilvejebringe et givet boligforbrug til en lejer, og disse omkostninger sammenlignes med den faktiske husleje for at få et mål for, hvor meget forbrugsmulighederne påvirkes af reguleringen. Den herved fremkomne reguleringsgevinst tager dermed udgangspunkt i det boligforbrug, en husstand har, og ikke i det forbrug husstanden ville have i fraværet af offentlig regulering af boligomkostningerne. Som indikator for velfærdsændringer lider reguleringsgevinsten af den svaghed, at den forudsætter konstant betalingsvillighed pr. boligenhed. Problemet kan forstås ved at betragte figur 1.

I figur 1 angiver p^r den regulerede boligomkostning, p^m den uregulerede (eller fri) leje, q^c den mængde bolig, en person opnår på det regulerede marked, og q^m den



Figur 1. Reguleringsgevinst og forbrugeroverskud.

mængde, der ville opnås, hvis markedet var frit. Reguleringsgevinsten måles som området mellem p^c og p^m målt ved q^c . Huslejeregulering og den deraf følgende rationering af boligforbruget bevirker, at der opstår et mismatch mellem boliger og beboere. Derfor kan forbrugeren både have et større og et mindre boligforbrug på det regulerede marked i forhold til det uregulerede marked.²

I panel A antages forbrugeren at have en mindre bolig i den regulerede situation end på det fri marked, hvilket fører til et dødvægtstab målt ved området BCD . Reguleringsgevinsten er på $p^c p^m DE$, mens stigningen i forbrugeroverskuddet er $p^c p^m DE - BCD$. Dvs. reguleringsgevinsten overvurderer ændringen i forbrugeroverskuddet pga., at betalingsvilligheden ikke er konstant for enhederne fra q^m til q^c .

Også i panel B, hvor forbrugeren antages at have en større bolig i den regulerede situation end på det fri marked, overvurderer reguleringsgevinsten ændringen i forbrugeroverskuddet. Her er reguleringsgevinsten $p^c p^m CD$, mens ændringen i forbrugeroverskuddet er $p^c p^m BD$. Det fremgår også, at hvis boligmængden ikke påvirkes af reguleringen, vil reguleringsgevinsten være lig ændringen i forbrugeroverskuddet.

Denne måde at opgøre virkningen af huslejeregulering på forbrugsmuligheder anvendes også af bl.a. Linneman (1987) og Gyourko og Linneman (1989). For en diskussion af forskellige måder at opgøre individuelle gevinster af huslejereguleringen, se f.eks. Gyourko og Linneman (1990).

Formlen (1) viser, hvordan den frie husleje beregnes.

$$R_t = (r_{t+1} - \pi_{t+1} + \rho + T_t + \delta_t) p_t h_t \quad (1)$$

2. Enlige kan f.eks. få tildelt en stor lejlighed, som de ikke ville kunne betale for på et frit marked, og husstande med stor betalingsvillighed kan bebo en forholdsvis lille bolig, netop fordi den er billig. Sådanne misallokeringsomkostninger kan i sig selv medføre betydelige velfærdstab, jf. Glaeser og Luttmmer (1997).

I (1) angiver r_{t+1} den nominelle obligationsrente, π_{t+1} stigningstakten i forbrugerpri-
serne, ρ en risikopræmie forbundet med investering i udlejningsbyggeri, T_t grundskyl-
den og δ_t omkostninger til administration, drift og vedligehold pr. ejendomsværdien-
hed. p_t er prisen på udlejningsbyggeri og h_t er beholdningen af udlejningsbyggeri. Hu-
slejen, R_t , skal således dække en investors bedste alternative reale forrentning, en risi-
kopræmie og driftomkostninger ved udlejning af boligen.³

I beregningen af den frie husleje antages det, at risikopræmien er konstant lig 3 pct.,
og den risikofri realrente er konstant lig 4 pct. af ejendomsværdien.⁴ Grundskylden pr.
ejendomsværdien varierer mellem kommuner og ejendomme, og vi antager, δ er
1,3 pct. på baggrund af omkostningerne i alment boligbyggeri i 1998.⁵ For eksempel
giver de anvendte antagelser og en antagelse om en grundskyld pr. ejendomsværdien-
hed på 0,59 pct. en bruttoforrentningsgrad på 8,9 pct. af ejendomsværdien, hvilket
svarer til et pris-lejeforhold på 11,2.⁶

Antagelserne bag formel (1) er bl.a., at kapitalgevinster beskattes løbende, at der er
forhold, der svarer til fuldkommen konkurrence og fri etablering på markedet for ud-
lejningsboliger, og at alle omkostninger er variable. Det er også antaget, at inflations-
takten er kendt. Der knytter sig usikkerhed til både de modeltekniske antagelser og til
de skøn, der bruges til at beregne pris-lejeforholdet i modellen. Ændringer i den bereg-
nede huslejes gennemsnitlige niveau vil ikke påvirke fordelingen af reguleringsgevin-
ster på socio-økonomiske forhold særligt, jf. afsnit 5, men hvis ændringerne afhænger
af f.eks. en boligs beliggenhed, kan det få større betydning. By- og Boligministeriet
(2000) finder eksempelvis, at omkostningerne til vand, kloak og renholdning er større i
hovedstadsområdet end i resten af landet. Da der er forholdsvis mange studerende i ho-
vedstadsområdet, vil brugen af et landsgennemsnit for omkostningerne i dette tilfælde
føre til en undervurdering af den huslejebesparelse, man opnår som studerende. Her er

3. Helt konkret beregnes huslejen ud fra en forbrugs-CAPM, jf. arbejdsrapportversionen af denne artikel,
Jespersen og Munch (2001). Det er antaget, at der ikke er forventede reale kapitalgevinster på udlejningsbo-
liger. Baseret på kontantprisudviklingen i perioden 1955-2000 forekommer denne antagelse rimelig. Hvis
der var forventede positive reale kapitalgevinster, ville huslejen blive mindre.

4. Risikopræmien er sat til 3 pct. som i Lunde (1996). Realrenten på 4 pct. kan opfattes som en nominal ren-
te på 6 pct., som bl.a. anvendes i Nielsen (2000), fratrukket en inflation på 2 pct., jf. ECBs langsigtede infla-
tionsmålsætning.

5. Grundskylden pr. ejendomsværdien er beregnet pr. ejendom ud fra Danmarks Statistiks Ejendomsre-
gister. Ved beregningen af grundskylden pr. ejendomsværdien benyttes den i hver kommune relevante
grundskyldspromille samt den for hver ejendom relevante grundværdi. Det betyder, at grundskylden varie-
rer fra ejendom til ejendom, idet grundens værdiandel varierer mellem ejendommene. De benyttede om-
kostninger fra almene boliger er omkostninger til vand, kloak, renovation, forsikringer, energi, renholdelse,
administration, almindelig vedligeholdelse og særlige aktiviteter og diverse udgifter. Disse omkostninger
udgjorde i 1998 209 kr. pr. m². For en 60 m² lejlighed til en pris på en mio. kr. i 1999 giver dette en omkost-
ning pr. ejendomsværdien på 1,3 pct.

6. De 0,59 pct. svarer til produktet af en gennemsnitlig grundskyldspromille på ca. 2,4 pct. (sum af kommunal og amtskommunal grundskyld) og en gennemsnitlig grundværdiandel af ejendomsværdien på 25 pct.

valgt at bruge landsgennemsnit, fordi det inden for rammerne af dette projekt ikke har været muligt at finde det rette detaljeringsniveau at opgøre omkostningerne på.

Prisen på en udlejningsbolig, der ikke er underlagt huslejeregulering, beregnes ved hjælp af Told- og Skattestyrelsens vurderingsmodel for ejendomme på baggrund af deres beliggenhed og fysiske karakteristika. Eksempelvis beregnes prisen på et parcelhus som grundværdien plus antal kvadratmeter \times (standardkvadratmeterpris for området + korrektion for installationer, alder mv.), hvor de koefficienter, der bruges, er fra Told- og Skattestyrelsen (1999).

Da Told- og Skattestyrelsens vurderingsmodel giver input til fastsættelsen af skattepligtig vurdering af ejendomme, må prisskønnene formodes at have en vis kvalitet. En særlig styrke ved modellen er en høj geografisk detaljeringsgrad, idet der findes standardkvadratmeterpriser for 50-60.000 grundværdiområder. Vi har ikke fundet grundlag for at vurdere, at prisen på en udlejningsbolig, der ikke er underlagt huslejeregulering, er højere eller lavere end prisen på en tilsvarende ejerbolig, og antager, at de er ens.

Den beregnede reguleringsgevinst er således baseret på en antagelse om, at prisstrukturen er ens for ejerboliger og udlejningsboliger, der ikke er underlagt regulering. Ved afvikling af huslejereguleringen vil der sandsynligvis ske ændringer i prisstrukturen på ejerboliger, hvorfor den skønnede huslejestigning kan afvige fra den realiserede. Hvis den eneste ændring i prisstrukturen er et generelt fald i prisernes niveau, så vil fordelingen af reguleringsgevinster på personer dog næppe ændres væsentligt, hvilket også dokumenteres senere i papiret. Det kan imidlertid ikke udelukkes, at andre ændringer i prisstrukturen kan føre til, at de fordelingsmæssige konsekvenser ved en afvikling af huslejereguleringen vil være anderledes end sandsynliggjort af nærværende analyse.

Den fri husleje kunne alternativt skønnes på baggrund af huslejen i segmenter af boligmarkedet, der ikke er pålagt lejeloft. Gyourko og Linneman (1989) anvender data fra New York på et tidspunkt, hvor boliger enten var huslejeregulerede eller havde helt fri huslejeafastsættelse, og bestanden af ikke-regulerede boliger var stor. På baggrund heraf kunne huslejeændringen ved overgang til helt fri huslejeafastsættelse beregnes. Boligministeriet (1997) estimerer, hvad huslejen ville blive i kommuner, hvor huslejeafastsættelsen er begrænset af omkostningsbestemt husleje, hvis denne regulering blev erstattet med regulering efter det lejedes værdi.⁷ Da bestanden af boliger, der er reguleret efter det lejedes værdi, er rimelig stor, er der et godt grundlag for denne beregning. Fordelene ved denne metode er, at man undgår usikkerheden forbundet med skøn over omkostninger, forrentningsgrad og risikopræmie, og at skønnet tager udgangspunkt i eksisterende konkurrenceforhold på udlejningsmarkedet. I forbindelse med anvendelse

7. Denne undersøgelse når frem til en bruttoforrentningsgrad på 10,0 pct. til forskel fra de her anvendte 8,9 pct.

på danske forhold har metoden dog den ulempe, at huslejen kun er helt fri på et lille segment af boligmarkedet (private udlejningsboliger opført efter 1991), og det er uklart, hvorvidt det lejedes værdi svarer til en fri husleje.

4. Data

Det anvendte datamateriale vedrører 1999 og er hentet fra en række administrative registre. Boligernes fysiske karakteristika, ejerforhold, udlejningsforhold og huslejer m.m. findes i Bolig- og Bygningsregistret (BBR), ejendommens grundværdier findes i Danmarks Statistiks Ejendomsregister, mens standardkvadratmeterpriser for grundværdiområder er indhentet hos Told- og Skattestyrelsen. Individoplysninger om beboernes socio-økonomiske karakteristika findes i IDA-databasen og Indkomstregistret hos Danmarks Statistik.

I analysen er der kun benyttet information om alle egentlige boliger og deres beboere, dvs. f.eks. døgninstitutioner og kollegier er udeladt. På baggrund af datamaterialet er det dernæst fastlagt, hvilken boligform hver enkelt bolig tilhører. Det er ligetil at identificere almene boliger og andelsboliger vha. BBR-registrets oplysninger om ejerforhold. Det har derimod været nødvendigt at gøre yderligere antagelser for at definere ejerboliger og private udlejningsboliger, idet BBR-registret (udlejningsforhold) og Indkomstregistret (oplysninger om betaling af lejeværdi) for en mindre del af observationerne giver modstridende oplysninger. I disse tvivlstilfælde er oplysningerne fra Indkomstregistret vurderet til at være mest valide.⁸

Som i Danmarks Statistik (2000) er der blevet rensset ud for ekstreme huslejeoplysninger i det oprindelige datamateriale fra BBR, således at hvis huslejen pr. kvadratmeter pr. år for en bolig er mindre end 100 kr. eller større end 1.500 kr., sættes boligens husleje til at være »missing«. Disse fjernede huslejer estimeres senere ud fra huslejerne i resten af datamaterialet, jf. næste delafsnit.

Reguleringsgevinsterne for hver eneste udlejningsbolig kan nu beregnes ved at trække den observerede husleje fra den beregnede uregulerede markedshusleje. Den uregulerede husleje beregnes som nævnt på baggrund af Told- og Skattestyrelsens vurderingsmodel og BBR-registret, og der er desuden behov for information om grundskylden pr. ejendomsværdien, jf. ligning (1). Registeroplysningerne indeholder oplysninger om alle ejendommens grundværdier og samlede ejendomsværdier. I den enkelte udlejningsejendom beregnes grundskylden pr. ejendomsværdien derfor som den relevante grundskyldssats (der varierer mellem kommunerne) gange forholdet mellem grundværdien og ejendomsværdien.

8. I Jespersen og Munch (2001) er der nærmere redegjort for ejer-lejer definitionen.

4.1 Estimation af manglende huslejeobservationer

En særlig mangel ved datamaterialet er, at der ikke er oplysninger om huslejen for en del af boligerne. Der eksisterer således huslejeobservationer for næsten alle almene boliger, men kun for ca. halvdelen af boligerne i privat udlejning, og for ingen andelsboliger er der observeret en husleje. For de private udlejningsboliger gælder, at boligerne med oplysning om huslejen adskiller sig fra boligerne uden huslejeoplysning derved, at de i højere grad findes i København og større provinsbyer, jf. tabel 1. Samtidig er boligerne med huslejeoplysning i gennemsnit væsentlig mindre end boligerne uden huslejeoplysning. Beboerne i de private udlejningsboliger uden huslejeoplysning har i gennemsnit relativ lav husstandsindkomst- og formue, men en højere beregnet reguleringsgevinst.

Hvis man ikke tager højde for disse forskelle, og udelukkende analyserer den del af stikprøven, hvor huslejeoplysninger er tilgængelige, vil der opstå »sample selection bias«. Dvs. de skøn, der opnås ved at regressere reguleringsgevinsten på socio-økonomiske karakteristika, kan blive inkonsistente, med mindre der korrigeres for stikprøvens sammensætning.

Der korrigeres for stikprøvens sammensætning ved at estimere de manglende huslejer ved hjælp af Heckmans to-trins procedure, jf. f.eks. Greene (1993). De manglende huslejer for alle andelsboliger estimeres ud fra huslejeobservationerne i privat udlejning. Dette kan forsvares, fordi vi kun betragter andelsboliger, der er opført før 1980 og derfor i overvejende grad er forhenværende private udlejningsboliger, der er omdannet til andelsboliger. Dvs. det samlede datamateriale er delt op i tre datasæt for hhv. private udlejningsboliger, almene boliger og alle private udlejningsboliger og andelsboliger opført før 1980. For hvert datasæt estimeres i første trin en probit model for, hvorvidt en observation har en husleje, og i andet trin regresseres huslejen på boligens fysiske karakteristika og beliggenhed samt et korrektionsled fra probit-estimationen. På baggrund af regressionen i trin 2 beregnes de manglende huslejer. Denne tilgang anvendes også af bl.a. Rasmussen (1999).

Ved hjælp af regressorerne og parameterestimererne fra probit-estimationen beregnes den inverse Mills ratio, som indgår i trin 2 regressionen. Trin 2 regressionen har følgende form:

$$leje_i = X_i \beta + \psi \frac{\varphi(W_i \hat{\gamma})}{\Phi(W_i \hat{\gamma})} + \varepsilon_i, \quad (2)$$

hvor $leje_i$ er bolig i 's husleje. X og W indeholder begge boligens fysiske og geografiske karakteristika, men de to matricer er ikke helt ens. W er de variable, der er anvendt til probit-estimationen i trin 1, mens X er de variable, der er anvendt til huslejeregressio-

Tabel 1. Socio-økonomiske karakteristika for hovedpersoner i private udlejningsboliger.

	Med husleje	Uden husleje	Alle boliger
<i>År</i>			
Hovedpersonens alder	45,6	42,2	43,9
<i>Andel, pct</i>			
Enlige mænd	25,7	31,6	28,7
Enlige kvinder	36,3	30,1	33,2
3 eller flere voksne beboere	3,5	3,7	3,6
Statsborger fra ikke-OECD land	2,0	2,4	2,2
Studerende	13,9	13,9	13,9
Ufaglærte	45,4	48,8	47,1
Faglærte	24,9	24,4	24,6
Kort videregående uddannelse	4,3	3,7	4,0
Mellemlang videregående uddannelse	6,8	5,6	6,2
Lang videregående uddannelse	4,8	3,6	4,2
Førtidspensionister	7,4	7,5	7,4
Langtidsledige	0,9	0,8	0,9
Bosat i København	30,3	12,0	21,1
Bosat i stor provinsby	20,2	13,3	16,8
Bosat i anden reguleret kommune	41,5	48,3	44,9
Bosat i landkommune	8,0	26,4	17,2
Boligens størrelse, m^2	77,4	113,9	95,6
Husstandsindkomst, <i>kr.</i>	168.151	154.840	161.502
Husstandsformue, <i>kr.</i>	86.350	53.361	69.871
Husstandens reguleringsgevinst, <i>kr.</i>	11.929	16.276	14.099
Antal observationer	30.289	30.210	60.499

Anm.: De personlige karakteristika er for hovedpersonen i husstanden, der i husstande med mere end en voksen er valgt tilfældigt blandt disse. Tabel A1 i appendiks giver information om almene boliger og ældre andelsboliger.

Kilde: Oplysninger fra Danmarks Statistik og egne beregninger.

nen i trin 2. $\hat{\gamma}$ er estimatvektoren fra probit'en, φ og Φ er hhv. tæthedsfunktionen og fordelingsfunktionen for normalfordelingen. Det midterste led på højresiden er den inverse Mills ratio.

De socio-økonomiske forhold indgår ikke i hverken probit-estimationen eller huslejeregressionen, da de ikke formodes at påvirke den husleje, en given bolig kan indtjene, eller sandsynligheden for, at der observeres en husleje på en given bolig. Resultaterne fra probit-estimationerne i trin 1 og trin 2 regressionerne findes i Jespersen og Munch (2001).

Blandt resultaterne kan nævnes, at der er større sandsynlighed for at observere en husleje for en privat udlejningsbolig, hvis den ligger i København, og mindre sandsynlighed for at observere en husleje, hvis boligen ligger på landet. Der mangler i højere

Tabel 2. Huslejestigning (reguleringsgevinst) i privat udlejning, almene boliger og andelsboliger, fordelt på regulerede og uregulerede kommuner.

	<i>Hele landet</i>	<i>Regulerede kommuner</i>	<i>Ikke-regulerede kommuner</i>
<i>Pct.</i>			
Privat udlejning	36,3	43,3	2,3
Almene boliger	33,7	36,2	13,9
Andelsboliger	47,7	48,0	-22,3

Ann.: »Ikke-regulerede kommuner« dækker over kommuner, hvor udlejningsboligerne er reguleret efter »det lejedes værdi«. »Regulerede kommuner« er kommuner, hvor huslejen er omkostningsbestemt.

Kilde: Oplysninger fra Danmarks Statistik og egne beregninger.

grad huslejeobservationer for udlejede parcelhuse, mens nye boliger med større sandsynlighed har en huslejeobservation. Det gælder endvidere, at huslejen er forholdsvis høj for nye boliger, store boliger og boliger i København, mens den er lav for boliger på landet.

4.2 Beskrivende statistik

For at opnå et førstehåndsindtryk af forholdet mellem markedsløjen og den betalte husleje præsenteres de beregnede reguleringsgevinster først som procentvise huslejestigninger ved overgang til fri lejefastsættelse. I tabel 2 er vist huslejestigningerne i privat udlejning som landsgennemsnit og fordelt på kommuner, hvor huslejen reguleres efter omkostningsbestemt husleje, og hvor huslejen reguleres efter det lejedes værdi. Alle udlejningsboliger indgår i beregningen, også private udlejningsboliger der er opført efter 1991, og som ikke er underlagt regulering.

De 43,3 pct. huslejestigning i de regulerede kommuner er tæt på Lejelovskommissionens skøn på 39 pct., jf. Boligministeriet (1997). Lejelovskommissionen benyttede Told- og Skattestyrelsens vurderingsmodel på baggrund af boligpriserne i perioden 1992-95, mens nærværende analyse anvender perioden 1996-1999. I lyset af at boligpriserne er steget betydeligt fra 1995 til 1999, er det overraskende, at de to skøn ligger så tæt på hinanden – man kunne forvente, at de her skønnede huslejestigninger ville overstige Lejelovskommissionens skøn betydeligt. En del af forklaringen er, at beregningerne i dette papir er baseret på et mindre forhold mellem leje og boligpris, end beregningerne i Boligministeriet (1997). Et andet forhold, der trækker i retning af, at skønnet her er lavt i forhold til Boligministeriets, er, at vi estimerer de manglende huslejeobservationer. De manglende huslejeobservationer ligger i høj grad uden for København. Det vil sige, at ved ikke at estimere de manglende huslejer overvurderer Lejelovskommissionen huslejestigningen. I fravær af spill-over effekter fra lejeboligmar-

Tabel 3. Huslejestigning (reguleringsgevinst) i privat udlejning, almene boliger og andelsboliger, fordelt på geografiske områder, pct.

<i>Pct.</i>	<i>Privat udlejning</i>	<i>Almene boliger</i>	<i>Andels- boliger</i>
København og Frederiksberg kommuner	67,8	25,9	47,2
Københavns Amt	96,0	49,3	60,1
Frederiksborg Amt	70,7	47,2	69,9
Roskilde Amt	73,9	50,0	58,8
Vestsjællands Amt	5,6	3,8	23,0
Storstrøms Amt	-5,6	-12,0	-18,5
Bornholms Amt	-17,7	-8,1	-30,5
Fyns Amt	22,2	55,0	30,3
Sønderjyllands Amt	-5,9	16,3	-13,7
Ribe Amt	11,1	24,3	11,0
Vejle Amt	5,8	9,7	-9,8
Ringkjøbing Amt	-1,6	9,5	-19,7
Århus Amt	49,1	59,2	75,1
Viborg Amt	-9,1	3,8	-42,0
Nordjyllands Amt	3,5	23,6	22,8

Kilde: Oplysninger fra Danmarks Statistik og egne beregninger.

kedet i regulerede kommuner til lejeboligmarkedet i ikke-regulerede kommuner, skulle afviklingen af den omkostningsbestemte husleje ikke føre til store huslejestigninger i ikke-regulerede kommuner.

Huslejestigningerne i almene boliger på landsplan ligger på nogenlunde samme niveau som huslejestigningerne i privat udlejning.⁹ Opdelingen af huslejestigningerne for almene boliger på regulerede hhv. ikke-regulerede kommuner fortæller i praksis mere om fordelingen af huslejestigninger i by og på land, da almene boliger ikke er underlagt den samme regulering som private udlejningsboliger. Det tyder på, at huslejen i almene boliger ligger under den fri husleje i de kommuner, hvor huslejen i privat udlejning er omkostningsbestemt. De fleste ældre andelsboliger har tidligere været private udlejningsboliger, hvorfor de også vil have været underlagt omkostningsbestemt husleje i de regulerede kommuner. Det giver derfor også mening, at der er huslejestigninger for andelsboliger i regulerede kommuner. Huslejen ser ud til at være meget højere end markedslejen for andelsboliger i ikke-regulerede kommuner. Man skal dog ikke lægge for meget i dette resultat, da der kun er få ældre andelsboliger i ikke-regule-

9. De regulerede kommuner er foruden kommunerne i hovedstadsområdet typisk alle større provinskommuner, mens de uregulerede kommuner typisk er mindre landkommuner.

Tabel 4. Huslejestigning (reguleringsgevinst) i privat udlejning, almene boliger og andelsboliger, fordelt på opførelsesår.

<i>Pct.</i>	<i>Privat udlejning</i>	<i>Almene boliger</i>	<i>Andels- boliger</i>
Opført før 1964	39,9	45,9	48,3
Opført efter 1964	24,8	26,4	23,7

Kilde: Oplysninger fra Danmarks Statistik og egne beregninger.

rede kommuner. En diskussion af negative huslejestigninger (negative reguleringsgevinster) følger til sidst i dette afsnit.

Tabel 3 viser huslejestigningen fordelt på amter. Det kommer ikke som en overraskelse, at de største huslejestigninger finder sted i hovedstadsområdet, i Århus og Fyns amter og to naboamter til Københavns amt, Frederiksborg og Roskilde amter. Selve størrelsen af de skønnede huslejestigninger skal tolkes med forsigtighed på grund af usikkerheden om de skøn, der anvendtes til at beregne den uregulerede husleje. Rangordningen efter størrelsen af huslejestigningen i forskellige områder er dog nogenlunde som forventet.

For almene og andelsboliger er det ligesom for privat udlejning København og Frederiksberg kommune og Københavns, Roskilde, Frederiksborgs, Århus og Fyns Amt, der har det højeste forhold mellem den fri husleje og den faktiske husleje. En rangordning af områderne efter, hvor stort forholdet mellem den fri husleje og den faktiske husleje er, vil imidlertid se meget forskellig ud for almene boliger og andelsboliger i forhold til privat udlejning.

Den beregnede huslejestigning er endvidere størst for boliger, der er opført før 1964 og derfor er omfattet af en lavere omkostningsbestemt husleje end dem, der er opført efter 1964, jf. tabel 4. Dette gælder for alle tre boligformer.

Endelig vil større private udlejningsboliger opleve en større huslejestigning end små private udlejningsboliger, jf. tabel 5. Ikke overraskende fremgår det tillige, at den gennemsnitlige disponible husstandsindkomst og andelen af beboere med videregående uddannelse er stigende med størrelsen af boligen. Det skal bemærkes, at kun ca. 20 pct. af de private udlejningsboliger er større end 120 m². Nogenlunde samme billede gør sig gældende i almene boliger og ældre andelsboliger, jf. tabel A2 og A3 i appendiks. Dvs. her er huslejestigningerne også større, jo større boligen er, og samtidig er indkomsten og antallet af beboere med videregående uddannelse stigende med boligstørrelsen.

Tabel 5. Huslejestigning (reguleringsgevinst) i privat udlejning fordelt på boligens størrelse.

	<i>Voksne beboere</i>	<i>Indkomst 1000 kr.</i>	<i>Videreg. udd.</i>	<i>Over 65 år Pct.</i>	<i>Husleje stigning</i>
< 50 m ²	1,2	115,2	8,3	11,6	10,0
50 – 80 m ²	1,4	149,4	12,8	26,7	29,5
80 – 120 m ²	1,5	176,6	15,9	23,7	36,6
120 – 180 m ²	1,5	184,0	17,0	14,0	54,5
180 – 250 m ²	1,5	174,0	18,4	9,8	67,9
> 250 m ²	1,6	194,6	22,0	10,0	82,6

Anm.: Indkomstbegrebet er den disponible husstandsindkomst. De personlige karakteristika er for hovedpersonen i husstanden, der i husstande med mere end en voksen er valgt tilfældigt blandt disse.

Kilde: Oplysninger fra Danmarks Statistik og egne beregninger.

Omkring en fjerdedel af alle de beregnede reguleringsgevinster er negative. I princippet ville man ikke forvente at observere negative reguleringsgevinster for nogen lejeboliger, fordi beboerne ville være flyttet til en bolig, der udlejes til markedslejen. Når vi alligevel observerer negative reguleringsgevinster, kan det dels skyldes, at vi anvender et for lavt leje-prisforhold, dels at den statistiske usikkerhed fra prisestimationen i Told- og Skattestyrelsens vurderingsmodel fører til, at vi beregner en for lav ureguleret husleje.

De negative reguleringsgevinster indgår i alle analyserne i denne artikel. Hvis observationerne med negativ reguleringsgevinst blev slettet, eller reguleringsgevinsten blev trunckeret ved nul, ville det sandsynligvis føre til en selektionsbias, fordi man ville fjerne boliger med bestemte karakteristika fra stikprøven. Endvidere ville det give en større beregnet huslejestigning. Boligministeriet (1997) trunckerer deres beregnede reguleringsgevinst, således at den ikke er negativ, men foretager en korrektion for at undgå at skævvride stikprøven.

5. Reguleringsgevinsten og socio-økonomiske forhold

Rationeringen af billige lejeboliger gør, at markedet for lejeboliger har karakter af et lotteri, hvor vinderne får boliger med store gevinster og taberne får boliger med små- eller slet ingen gevinster. I det følgende belyses nærmere, om de rationeringsregler, der findes på boligmarkedet, tilgodeser bestemte befolkningsgrupper, eller om alle har lige gode chancer i boliglotteriet.

Tabel 6. Socio-økonomiske forholds betydning for reguleringsgevinsten.

	Privat udlejning		Almene boliger		Ældre andelsboliger	
Alder 18-34 år	-369	(418)	363	(493)	188	(539)
Alder 35-44 år	1.971	(433)	3.659	(405)	4.139	(510)
Alder 45-54 år	4.430	(485)	5.230	(453)	7.172	(602)
Alder 55-64 år	5.409	(550)	7.574	(503)	8.592	(703)
Alder over 65 år	-1.104	(433)	5.176	(441)	5.887	(599)
Enlig mand	1.799	(395)	-2.382	(445)	-372	(519)
Enlig kvinde	1.744	(383)	-686	(699)	54	(508)
3 eller flere voksne beboere	3.548	(766)	701	(685)	2.508	(943)
Antal børn under 18 år	1.526	(227)	368	(176)	3.933	(314)
Statsborgerskab fra ikke-OECD land	4.039	(895)	-4.575	(568)	-6.274	(1.132)
Studerende	1.003	(481)	180	(546)	3.029	(572)
Ufaglært	-248	(228)	-2.074	(604)	468	(445)
Kort videregående udd.	3.908	(698)	2.997	(713)	3.339	(799)
Melleml. videregående udd.	2.234	(585)	-112	(680)	3.319	(655)
Lang videregående udd.	11.288	(692)	3.765	(1.124)	6.610	(711)
Førtidspensionister	-7.523	(561)	-3.005	(434)	-4.423	(860)
Langtidsledige	-1.423	(1.348)	-3.719	(1.217)	632	(1.706)
Husst. indkomst 100.000 kr.	1.218	(218)	4.037	(461)	2.248	(337)
Husst. indkomst kvadreret	265	(18)	186	(65)	188	(46)
Husst. formue 100.000 kr.	196	(20)	256	(44)	133	(41)
København	9.170	(344)	-2.293	(385)	-2.227	(521)
Stor provinsby	6.624	(376)	8.554	(326)	2.399	(833)
Landkommune	-8.965	(365)	-5.451	(408)	-22.455	(2.727)
Konstantled	6.740	(618)	3.317	(876)	8.616	(942)

Anm.: Reguleringsgevinsten er opgjort for hele husstanden. Tal i parentes er standardafvigelser. De personlige karakteristika er for hovedpersonen i husstanden, der i husstande med mere end en voksen er valgt tilfældigt blandt disse. Referencehusstanden har to voksne og er bosat i en mellemstor provinskommune. Hovedpersonen er i aldersgruppen 25-34 år og faglært. Indkomstbegrebet er husstandens samlede disponible indkomst.

Kilde: Oplysninger fra Danmarks Statistik og egne beregninger.

Da reguleringsgevinsten tilfalder en hel husstand er det nødvendigt at opgøre en husstands socio-økonomiske karakteristika. En måde at gøre dette er ved at udvælge en repræsentant – eller hovedperson – for husholdningen og betragte vedkommendes socio-økonomiske karakteristika.¹⁰ For at undgå bias i estimaterne i den senere regression af reguleringsgevinsten på socio-økonomiske karakteristika er det af betydning, at udvælgelsen af hovedpersonen ikke er systematisk relateret til de socio-økonomiske variable. Derfor udvælges hovedpersonen tilfældigt blandt de voksne beboere i husstanden. Det er desuden muligt, at rationeringen fungerer forskelligt for private udlej-

10. Boligministeriet (1997) definerer hovedpersonen som den ældste person i husstanden.

ningsboliger, almene boliger og andelsboliger, hvorfor der foretages en separat estimation for hver af disse boligtyper. Tabel 6 viser resultaterne af regression af husstandsreguleringsgevinsten på en række socio-økonomiske karakteristika.

Regressionen er også gennemført for reguleringsgevinster beregnet med en risiko-præmie på 2 pct., svarende til en bruttoforrentningsgrad på 7,9 pct. af ejendomsværdien og en risikopræmie på 4 pct., svarende til en bruttoforrentningsgrad på 9,9 pct. (der nogenlunde svarer til Lejelovskommissionens bruttoforrentningsgrad).¹¹ Disse beregninger viser, at valget af parameterverdier i (1) ikke påvirker hovedkonklusionerne i særlig høj grad.

Det fremgår af tabel 6, at husstande får en større reguleringsgevinst, hvis hovedpersonen har høj indkomst, høj formue, længerevarende uddannelse, bor i en storby eller har børn. Eksempelvis får husstande i private udlejningsboliger med en hovedperson med lang videregående uddannelse alt andet lige 11.288 kr. mere i reguleringsgevinst end husstande med en faglært hovedperson. Omvendt tyder intet på, at langtidsledige, førtidspensionister og ufaglærte får særlig glæde af reguleringen.

Det er bemærkelsesværdigt, at selv efter kontrol for en række socio-økonomiske baggrundsfaktorer er reguleringsgevinsten stigende med husstandsindkomsten, og der er endda tale om en tiltagende stigning, jf. det positive fortegn til indkomst kvadreret. Der er således ikke tale om nogle få velstillede husstande, der tilegner sig høje reguleringsgevinster men om en helt systematisk sammenhæng. De høje reguleringsgevinster til husstande, hvor hovedpersonen har lang videregående uddannelse, kan heller ikke tilskrives et tyndt datamateriale, idet godt fire pct. af husstandene i private udlejningsboliger (svarende til ca. 2.500 observationer) hører under denne kategori, jf. tabel 1.

Også i de almene boliger opnår husstande med hovedpersoner, der har videregående uddannelse, større reguleringsgevinster end andre husstande. Gevinsten er dog mindre end i de private udlejningsboliger. Derimod får langtidsledige, personer fra ikke-OECD lande og ufaglærte signifikant mindre ud af den omkostningsbestemte husleje end referencehusstanden. Den kommunale anvisningsret til 25 pct. af de ledige lejemål kunne forventes at være mere til gavn for disse personer, end tilfældet ser ud til at være. Hvis man ønsker, at reguleringsgevinsterne i den almene sektor i større omfang skal tilfalde de socialt dårligst stillede, ville en mulighed være i højere grad at lade den kommunale anvisningsret få fortrin for medlemmernes interne oprykning. Den interne oprykning hænger nøje sammen med det enkelte medlems anciennitet i boligforeningen. Dette vil givetvis også modvirke tendenser til social segregering i den almene sektor.

Alt i alt viser resultaterne, at huslejereguleringen ikke er rettet særlig præcist mod

11. Resultaterne af disse regressioner findes i Jespersen og Munch (2001).

lavindkomsthusstandene. Hvis en lavindkomstpersion bor i en billig, huslejereguleret privat lejebolig, er det ofte fordi vedkommende er studerende eller, hvis personen bor i almen bolig eller andelsbolig, pensionist. Man kan sammenligne reguleringsgevinsterne med andre offentlige overførsler med hensyn til, i hvor høj grad de er målrettet lavindkomstgrupperne, jf. Det Økonomiske Råd (2001). Den gennemgående konklusion er her, at huslejereguleringen er markant ringere målrettet mod lavindkomstgrupper end f.eks. boligsikring. Man tilgodeser derfor bedre lavindkomstgrupperne via personlige indkomstafhængige overførsler end ved at forvråde huslejerne, med de deraf følgende velkendte efficienstab.

6. Konklusion

Nærværende artikel har statistisk dokumenteret, at huslejereguleringen er mere til glæde for højindkomstpersioner end for lavindkomstpersioner. Dette er gjort ved at beregne, hvor meget en husstand sparer om året pga. huslejereguleringen, og dernæst at regressere besparelsen på husstandens socio-økonomiske karakteristika. Resultaterne er for såvel private udlejningsboliger, andelsboliger og almene boliger, at jo højere indkomst og længere uddannelse man har, jo større en reguleringsgevinst opnår man. Omvendt får langtidsledige og førtidspensionister generelt ikke nogen fordel af huslejereguleringen. Reguleringsgevinsterne er med andre ord ikke målrettet de dårligst stillede lejere, og resultaterne understøtter derfor ikke på denne baggrund opretholdelsen af huslejereguleringen.

Resultatet af flere årtiers huslejeregulering er et dansk lejeboligmarked, der fungerer ineffektivt, og hvor de fleste nuværende lejere har erhvervet sig rettigheder, de nødtigt slipper. Disse rettigheder giver tilmed anledning til reguleringsgevinster, der er uheldigt målrettet. Som i indledningen bemærket er det politisk vanskeligt at ændre på sådan en situation. Det er imidlertid ikke umuligt at nå frem til et liberaliseret lejeboligmarked, uden at de nuværende lejere rammes, og som anført i Glaeser og Luttmer (1997) skal det afslutningsvis skitseres, hvordan det i princippet kan ske. De nuværende lejere kan få den juridiske ret til at bebo lejeboligen til den regulerede husleje. Denne rettighed kan, hvis det ønskes, sælges til udlejer, som derefter sætter markedsløjen. Herved opstår der overensstemmelse mellem pris og kvalitet, og mange problemer med misallokering og reduceret mobilitet fjernes. Hvis det fra politisk side ønskes at fastholde den nuværende fordeling af reguleringsgevinsterne, kan dette derfor opfyldes samtidig med, at huslejereguleringen fjernes til gavn for effektiviteten på boligmarkedet.

Litteratur

- Alston, R.M., J.R. Kearl og M.B. Vaughan. 1992. Is There a Consensus Among Economists in the 1990's?, *American Economic Review* 82, s. 203-209.
- Andersen, E. og Rasmussen, L. E. 1997. Huslejereguleringens betydning for huslejer og ejerboligpriser. *Nationaløkonomisk Tidsskrift*, 135, s. 2-15.
- Arnott, R. 1995. Time for Revisionism on Rent Control?, *Journal of Economic Perspectives*, 9, s. 99-120.
- Boligministeriet. 1997. *Lejeforhold – Lejelovskommissionens betænkning*, København.
- By- og Boligministeriet. 2000. *Den almene boligsektor – Statistik 2000 – Afdelingsregnskaber 1997*, København.
- Danmarks Statistik. 2000. *Huslejestatistik 1. januar 1999. Indkomst, forbrug og priser 2000:6*, København.
- Glaeser, E. L. and F. P. Luttmer. 1997. The Misallocation of Housing under Rent Control. NBER Working Paper Nr. 6220. Cambridge, Massachusetts.
- Greene, W. H. 1993. *Econometric Analysis*, MacMillan, New York.
- Gyourko, J. og Linneman, P. 1989. Equity and Efficiency Aspects of Rent Control: An Empirical Study of New York City, *Journal of Urban Economics*, 26:54-74.
- Gyourko, J. og Linneman, P. 1990. Measurement Problems in Quantifying the Distributional Effects of Subsidy Programs, *Journal of Urban Economics*, 28:19-33.
- Jespersen, S. og Munch, J. R. 2001. Hvem har glæde af huslejereguleringen? Arbejdsrapport 2001:4, Det Økonomiske Råds Sekretariat, København.
- Krugman, P. 2000. A Rent Affair, *New York Times*, June 7.
- Linneman, P. 1987. The Effect of Rent Control on the Distribution of Income among New York City Renters, *Journal of Urban Economics*, 22:14-34.
- Lunde, J. 1996. Housing Subsidies – The Danish Case. Working paper 96-12, Institut for Finansiering, Handelshøjskolen i København.
- Munch, J. R. og M. Svarer. 2001. Rent Control and Tenure Duration. Working Paper 2001:5, Det Økonomiske Råds Sekretariat, København.
- Nielsen, L. N. 2000. En rationel forventningsmodel for det danske boligmarked. Arbejdsrapport 1/00. Økonomiministeriet, København.
- Rasmussen, L. E. 1999. *Local Housing Markets with Partial Rent Control*, Ph.D afhandling, AKF, København.
- Told- og Skattestyrelsen. 1999. *Ejendomsvurderingen for 1999*, København.
- Økonomiske Råd, Det. 2001. *Dansk Økonomi*, forår 2001. København.

Appendiks

Tabel A1. Socio-økonomiske karakteristika for hovedpersoner i almene boliger og ældre andelsboliger.

<i>År</i>	Almene boliger	Andelsboliger
Hovedpersonens alder	47,9	40,6
<i>Andel, pct.</i>		
Enlige mænd	20,9	26,0
Enlige kvinder	35,4	29,4
3 eller flere voksne beboere	5,3	4,2
Statsborgerskab fra ikke-OECD land	5,5	2,2
Studerende	8,5	17,6
Ufaglærte	56,9	37,9
Faglærte	26,2	23,3
Kort videregående uddannelse	3,4	5,2
Mellemlang videregående udd.	3,8	8,8
Lang videregående uddannelse	1,3	7,2
Førtidspensionister	13,3	4,9
Langtidsledige	0,9	1,1
Bosat i København	12,6	82,1
Bosat i stor provinsby	19,9	6,0
Bosat i anden reguleret kommune	56,7	11,5
Bosat i landkommune	10,9	0,4
Boligens størrelse, m ²	77,0	76,4
Husstandsindkomst, kr.	168.696	176.962
Husstandsformue, kr.	19.774	29.838
Husstandens reguleringsgevinst, kr.	12.965	16.778
Antal observationer	50.622	14.068

Ann.: Hovedpersonen er defineret som i tabel 1.

Kilde: Oplysninger fra Danmarks Statistik og egne beregninger.

Tabel A2. Huslejestigning (reguleringsgevinst) i almene boliger fordelt på boligens størrelse.

	<i>Voksne beboere</i>	<i>Indkomst 1000 kr</i>	<i>Videreg. udd.</i>	<i>Over 65 år Pct.</i>	<i>Husleje stigning</i>
< 50 m ²	1,2	107,0	4,2	8,1	29,0
50 – 80 m ²	1,3	146,3	7,5	35,7	25,8
80 – 120 m ²	1,7	197,6	9,9	19,0	41,8
120 – 180 m ²	2,0	241,3	13,3	6,8	43,8
180 – 250 m ²	1,4	175,5	15,8	15,8	121,1
> 250 m ²	1,6	232,6	27,3	9,1	136,5

Anm.: Som tabel 5. Der findes kun ganske få almene boliger større end 120 m² i data-materialet.

Kilde: Oplysninger fra Danmarks Statistik og egne beregninger.

Tabel A3. Huslejestigning (reguleringsgevinst) i ældre andelsboliger fordelt på boligens størrelse.

	<i>Voksne beboere</i>	<i>Indkomst 1000 kr.</i>	<i>Videreg. udd.</i>	<i>Over 65 år Pct.</i>	<i>Husleje stigning</i>
< 50 m ²	1,3	125,1	14,3	6,9	24,5
50 – 80 m ²	1,4	161,7	18,6	14,1	38,6
80 – 120 m ²	1,6	208,5	25,7	16,0	64,1
120 – 180 m ²	1,7	241,4	32,0	13,4	77,8
180 – 250 m ²	1,8	250,2	44,0	10,4	121,6
> 250 m ²	1,9	250,6	40,0	0,0	159,0

Anm.: Som tabel 5.

Kilde: Oplysninger fra Danmarks Statistik og egne beregninger.

Virker ret og pligt til aktivering motiverende på lediges jobsøgning?

Thomas Kyhl

Danske Analyse, Danske Bank: E-mail: thomas.kyhl@danskebank.dk

SUMMARY: The principle of a »right and obligation« to participate in activation programmes in job search was introduced into Danish labour market policy in 1995. The main purpose of an activation period with a »right and duty« to participate was to motivate the unemployed to seek regular employment on their own initiative. Using a duration-model framework, this paper analyses whether measures to promote such activation introduced during the period 1996-1998 have affected rates of transition from unemployment to employment. The data used in the analysis is a unique register-based data set called DREAM developed by the Danish Ministry of Labour. The main finding is that a motivational effect does exist; that is, the activation period positively affects transition rates – even before the activation period starts.

1. Indledning

Med arbejdsmarkedsreformerne siden 1994 er der sket afgørende ændringer i dagpengesystemet og ikke mindst i samspillet mellem dagpengesystemet og aktiverings-systemet. Før 1994 var formålet med aktivering i nogen grad rettet mod genoptjening af dagpengerettigheder og mindre mod det, som oprindeligt var meningen, nemlig at sikre tilbagevenden til ordinær beskæftigelse. Det blev ændret med afskaffelsen af retten til at genoptjene dagpenge i aktiveringstilbud og indførelsen af aktivperioden med ret og pligt til aktivering. Når de seneste ændringer af arbejdsmarkedspolitikken i forbindelse med Arbejdsmarkedsreform III er fuldt indfaset, vil det kun være muligt at være på dagpenge i maksimalt 1 år (dagpengeperioden), før der sættes ind med ret og pligt til aktivering i 3 år (aktivperioden). Det vil sige en samlet ydelsesperiode på i alt 4 år.

Et af hovedformålene med indførelsen af ret og pligt til aktivering i aktivperioden er

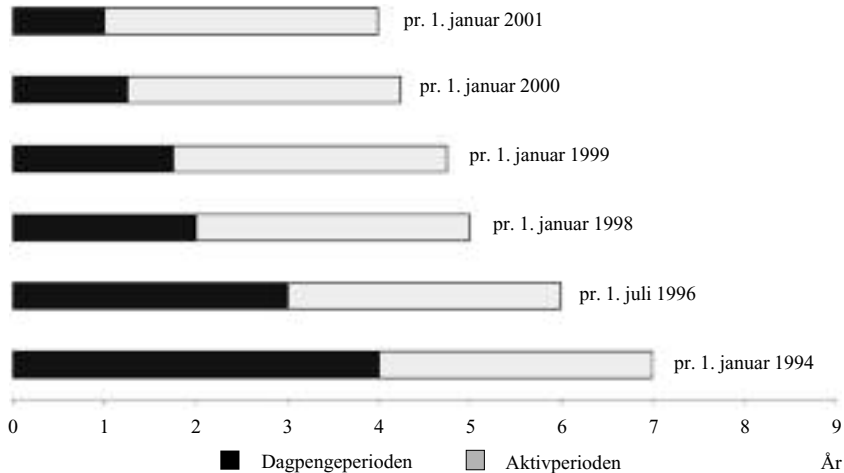
Denne artikel er baseret på Kyhl (2000). Det empiriske arbejde er udarbejdet under deltagelse i en intern arbejdsgruppe i Arbejdsministeriet. Deltagerne i arbejdsgruppen har givet mig stor faglig inspiration og mange nyttige kommentarer til analyserne. Specielt en stor tak til Bo Hammer, Claus Damtoft Pedersen, Jørn Hedegård Rasmussen og Michael Rosholm (ekstern konsulent). Endvidere en tak til Kontorchef Thomas Mølsted Jørgensen, Lektor Torben Tranæs og to anonyme referees for en række forslag til forbedringer. De synspunkter og konklusioner, som præsenteres i artiklen, er alene forfatterens og deles ikke nødvendigvis af Danske Bank.

at motivere ledige til at søge ordinær beskæftigelse – den såkaldte *motivationseffekt*. Eksistensen af en motivationseffekt følger direkte af søgeteorien, som tilsiger, at hvis aktivering er forbundet med en ydelse lavere end dagpenge og/eller med tab af fritid, vil aktiveringen øge den lediges motivation til at søge ordinær beskæftigelse. Motivationen skabes i det danske dagpengesystem ved, at den ledige i aktivperioden har pligt til uddannelse eller skal varetage et job, uden at ydelsesniveauet overstiger den maksimale dagpengesats.

I denne artikel foretages en empirisk undersøgelse af, hvorledes fremrykningen af aktivperioden gennemført i årene 1996-1998 har påvirket lediges afgangsmønster fra dagpengesystemet til beskæftigelse. Før 1996 begyndte aktivperioden med ret og pligt til aktivering først efter 4 års ledighed; fra 1. januar 1998 begyndte aktivperioden allerede efter 2 års ledighed. Formålet med analysen er at undersøge, hvorvidt ret og pligt til aktivering virker motiverende på lediges søgeadfærd. I en varighedsmodel estimeres afgangssandsynligheder (også kaldet hazardfunktioner) for udvalgte årsperioder og aldersgrupper, hvorefter varighedsafhængigheden analyseres ved at se på tidsprofiler for afgangssandsynligheden fra dagpengesystemet til beskæftigelse. Hvis fremrykningen af aktivperioden har haft en effekt, må der i første omgang forventes en stigning i afgangssandsynligheden for personer lige før og lige efter overgangen til aktivperioden. Er de ledige meget fremadskuende, kan aktiveringen ydermere påvirke selv ledige med meget kort varighed i dagpengesystemet. Metoden er oprindeligt hentet fra empiriske studier af lediges søgeadfærd ved udløbet af en fast ydelsesperiode, se Katz og Meyer (1990) for en amerikansk undersøgelse og Carling, Harkmann og Holmlund (1996) for en svensk undersøgelse. Jensen, Nielsen og Rosholm (1999) har endvidere brugt en lignende metode til at analysere effekterne af den danske ungeindsats.

Datagrundlaget for analysen er et unikt registerdatasæt kaldet DREAM udviklet af Arbejdsministeriet til analysebrug. DREAM-analyseregisteret indeholder oplysninger på ugebasis om alle personer, der siden 1991 har været berørt af ledighed, og/eller deltaget i de arbejdsmarkedspolitiske og socialpolitiske ordninger. DREAM giver dermed mulighed for at se, hvornår den enkelte opnår ordinær beskæftigelse, hvilket er en forbedring i forhold til tidligere danske effektanalyser, hvor f.eks. afgang til socialpolitiske ordninger eller overgangsydelse blev fortolket som en positiv beskæftigelses-effekt. Endvidere er det med DREAM muligt at foretage en beregning, svarende til a-kassens opgørelse, af hvor langt henne i ydelsesperioden den enkelte befinder sig på et givet tidspunkt, og tage hensyn til at langt de fleste længerevarende ledighedsforløb afbrydes i kortere perioder uden dagpengetjenesten.

Varighedsmodellen estimeres for en stikprøve for årsperioderne 1996, 1997 og 1998 samt aldersgrupperne 25-29 år, 30-49 år og 50-59 år. Resultaterne viser, at fremrykningen af aktivperioden gennemført i perioden 1996-1998 har haft en signifikant



Figur 1. Skematisk oversigt over fremrykningen af aktivperioden.

effekt på de lediges afgangssandsynlighed. Motivationseffekten viser sig tydeligst ved fremrykningen gennemført mellem 1997 og 1998 (fra efter 3 år til efter 2 år), hvor der er markante stigninger i afgangssandsynligheden for de personer, der stod over for at skulle omfattes af ret og pligt til aktivering. Resultaterne peger endvidere på, at motivationseffekten virker for alle aldersgrupper, også de 50-59 årige. Stigningen for de 50-59 årige skal dog ses på baggrund af et meget lavt niveau for afgangssandsynligheden for netop denne gruppe. Målt i absolutte ændringer er stigningen størst for de 25-29 årige og mindst for de 50-59 årige.

Artiklen er opbygget på følgende måde: afsnit 2 gennemgår kort de tiltag, hvis effekter analyseres i artiklen, og afsnit 3 beskriver de anvendte data. Den økonomiske model opstilles i afsnit 4, mens resultaterne af estimationerne præsenteres i afsnit 5. Afsnit 6 konkluderer.

2. Fremrykningen af aktivperioden

Begrebet ret og pligt til aktivering i aktivperioden blev introduceret i 1995 i forbindelse med »serviceeftersynet« af Arbejdsmarkedsreform I. Fremrykningen af aktivperioden har lige siden været under konstant indfasning. Aktivperioden lå i første omgang efter 4 års ledighed, men allerede i forbindelse med Finansloven for 1996 (Arbejdsmarkedsreform II) blev det besluttet, at aktivperioden skulle fremrykkes til efter 2 års ledighed. Aktivperioden blev derfor pr. 1. juli 1996 fremrykket til efter 3 års ledighed og pr. 1. januar 1998 fremrykket til efter 2 års ledighed. I forbindelse med Finansloven for 1999 (Arbejdsmarkedsreform III) blev det endvidere besluttet at frem-

rykke aktivperioden over en 2-årig periode til efter 1 års ledighed. Aktivperioden blev således pr. 1. januar 1999 fremrykket til efter 1³/₄ års ledighed, pr. 1. januar 2000 fremrykket til efter 1¹/₄ års ledighed og vil endelig fuldt indfaset pr. 1. januar 2001 være fremrykket til efter 1 års ledighed, jf. figur 1.

Fremrykningen af aktivperioden sker på en enkelt dato, således at alle der havde mellem 2 og 3 års ledighed pr. 1. januar 1998 blev overflyttet til aktivperioden. Ret og pligt til aktivering indfases gradvist, således at alle personer, der 1. januar 1998 blev overflyttet til aktivperioden, ved udgangen af 1998 skulle være omfattet af ret og pligt til aktivering. Fremrykningen af ret og pligt til aktivering fra 3 til 2 år skete således løbende gennem 1998. På tilsvarende måde skete fremrykningen fra 4 til 3 år løbende fra medio 1996 til udgangen af 1997.

3. Data

Datagrundlaget for varighedsanalysen er den enkelte persons arbejdsmarkedshistorie. En arbejdsmarkedshistorie beskriver hvilken tilstand på arbejdsmarkedet, en person befinder sig i på ethvert tidspunkt i observationsperioden. Arbejdsmarkedshistorierne konstrueres ud fra Arbejdsministeriets DREAM-analyseregister. Datamaterialet bag DREAM består af historiske oplysninger om ledighed, efterløn mv. fra CRAM-registeret, om aktivering og orlov fra AF-MATCH og ATB/UTB-registeret samt af sygedagpenge-, bistands- og førtidspensionsoplysninger fra Socialministeriet. Analyseregisteret består mere præcist af en statusoplysning for en given person for hver enkelt uge fra medio 1991 til ultimo 1998. Statusoplysningen angiver, om personen var ledig, på orlov, gået på efterløn eller overgangsydelse, var syg, på bistandshjælp eller i aktivering. Endvidere tilknyttes i DREAM koder for pensionering, udvandring og død.

Til analysen er der konstrueret i alt 9 datasæt i form af en repræsentativ stikprøve på cirka 10% af alle forsikrede personer, som har været i ledighed, aktivering eller på uddannelsesorlov fra ledighed i årsperioderne 1996, 1997 og 1998 opdelt på aldersgrupperne 25-29 år, 30-49 år og 50-59 år. Det sker ud fra en forventning om, at afgangsmønstret i årsperioderne og aldersgrupperne påvirkes forskelligt af motivationseffekten og derfor har forskellige tidsprofiler for afgangssandsynligheden. Hvert datasæt er et stock- og flowsample¹ af alle personer, der har været berørt af ledighed i den pågældende årsperiode, og hver person optræder kun med en observation i stikprøven.

Den afhængige variabel i analysen er varigheden af ophold i dagpengesystemet, målt i uger. For årsperioden 1998 måles varigheden for den enkelte som summen af varigheden i dagpengesystemet i 1998 og værdien af variabelen dagpengeanciennitet

1. Der er ikke korrigeret for at en del af stikprøven er et stocksample. Dette skyldes, at en korrektion af længdeskævheden i stikprøven er relativt kompliceret. Endvidere vil en eventuel bias, som følge af længdeskævhed, påvirke de enkelte år på samme måde.

primo 1998. Variablen dagpengeanciennitet er i DREAM groft sagt beregnet som summen af ledigheds-, aktiverings-, og uddannelsesperioder² i perioden medio 1991 til ultimo 1998. Variablen nulstilles, når den enkelte har opfyldt kravet til genoptjening af retten til dagpenge. En afgang til beskæftigelse i den pågældende årsperiode defineres i analysen residualt som en person, der har forladt ledighed, aktivering eller uddannelsesorlov og i de følgende 4 uger hverken er i arbejdsmarkedspolitiske eller sociale ordninger samt pensioneret, udvandret eller død. Begrebet måler således i høj grad afgang til ordinær beskæftigelse, men nogle kan have valgt anden selvforsørgelse.³ Der er i stikprøven set bort fra afgang til beskæftigelse fra feriedagpenge.

For hver person i DREAM kan der nu konstrueres individuelle arbejdsmarkedshistorier for perioden medio 1991 – ultimo 1998. De mulige overordnede tilstande på arbejdsmarkedet er beskæftigelse, dagpengesystemet eller »andet«. Overgange til tilstanden »andet« behandles som uafhængigt højre-censorerede⁴ observationer. Anciennitetsvariablen svarer i princippet til de opgørelser, som a-kasserne foretager, og varigheden i analysen afspejler dermed i vid udstrækning hvor langt henne i den samlede periode i dagpengesystemet, den enkelte befinder sig på et givet tidspunkt i den enkelte årsperiode. Varigheden afspejler dermed også hvornår den enkelte overgår til aktivperioden og tager således hensyn til, at langt de fleste ledighedsforløb bliver afbrudt i kortere perioder uden, at dagpengeretten genoptjenes. Varigheden for de øvrige årsperioder beregnes på tilsvarende måde. Til varigheden hører en ikke-censoreringsvariabel, som antager værdien 1, hvis observationen ikke er højrecensoreret, og 0 ellers.

De forklarende variable, som anvendes i analysen, er følgende: *Mænd* angiver om personen er en mand eller en kvinde. Den antager værdien 1, hvis personen er en mand og 0, hvis personen er en kvinde. *Alder* angiver personens alder i antal år. *Statsborgerskab* angiver, om personen har udenlandsk statsborgerskab, mens *Ugift* er en indikator for civilstand. *AC* angiver om den ledige er medlem af akademikernes a-kasse. Den antager værdien 1, hvis medlem af *AC*, og 0 ellers. På tilsvarende vis er der variable for samtlige *A-kassegrupper*. *København* angiver om den ledige har bopæl i København, hvor variablen antager værdien 1, hvis den ledige har bopæl i København, og 0 ellers. På tilsvarende måde er der variable for alle *AF-regioner*.

Tabel 1 præsenterer data for de tre årsperioder for de 30-49 årige. Der er i gennemsnit ca 21.000 observationer i stikprøven for hver af årsperioderne, hvoraf ca. halvde-

2. Kun uddannelsesperioder efter 1. januar 1996.

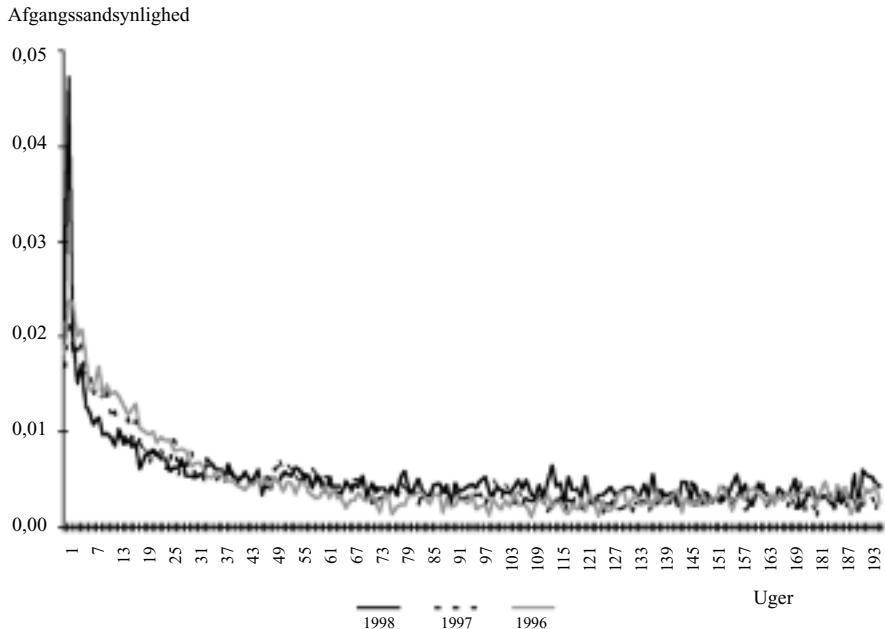
3. Ret og pligt til aktivering virker ligeledes rådighedsafprøvende. Personer, der ikke er til rådighed for arbejdsmarkedet og vælger anden selvforsørgelse som følge af aktivering, udgør dermed i en vis forstand et positivt udfald vurderet i forhold til det egentlige formål med arbejdsløshedsforsikringssystemet.

4. Højre-censorerede observationer er observationer hvor den pågældende person stadig var ledig ved måleperiodens udløb f.eks. efter en periode i dagpengesystemet på t uger. Der eksisterer således kun information om, at ledighedsperioden er mindst t uger lang, hvilket der tages højde for i analysen.

Tabel 1. Databeskrivelse for de 30-49 årige, 1996-1998.

	1996	1997	1998
Varighed (uger)	75,64	84,06	89,35
Kvinder (andel)	0,46	0,44	0,44
Alder	38,55	38,35	38,28
Ugift	0,45	0,46	0,47
Statsborgerskab	0,06	0,06	0,07
Selvstændige	0,05	0,04	0,03
AC	0,06	0,07	0,07
FTF	0,12	0,12	0,12
HK	0,11	0,12	0,12
Tekniske fkt.	0,05	0,05	0,05
Bygge-anlæg	0,05	0,05	0,04
Metalarbejderne	0,03	0,03	0,03
SiD	0,23	0,22	0,20
KAD	0,07	0,07	0,07
Fremstilling	0,02	0,02	0,05
Øvrige	0,19	0,20	0,21
København	0,19	0,20	0,20
Frederiksborg Amt	0,06	0,05	0,05
Roskilde Amt	0,04	0,03	0,03
Vestsjællands Amt	0,06	0,06	0,06
Storstrøms Amt	0,06	0,06	0,06
Bornholms Amt	0,01	0,01	0,01
Fyns Amt	0,09	0,09	0,09
Sønderjyllands Amt	0,04	0,05	0,05
Ribe Amt	0,04	0,04	0,04
Vejle Amt	0,06	0,06	0,06
Ringkøbing Amt	0,05	0,05	0,05
Århus Amt	0,13	0,13	0,13
Viborg Amt	0,04	0,04	0,04
Nordjyllands Amt	0,12	0,12	0,12
# observationer	22.889	21.442	20.351
# højre censorede	11.218	10.203	8.780
# overgange	11.671	11.239	11.571

len af observationerne er censorede. Varigheden for de 30-49 årige forsikrede er steget hvert år fra 1996 til 1998. Det skyldes dog hovedsageligt, at DREAM kun strækker sig tilbage til midten af 1991, hvilket betyder, at en person med en varighed på 7 år, i 1996 vil blive kategoriseret med en varighed på 5 år, i 1997 på 6 år og endelig i 1998 med en varighed på 7 år. Overordnet har datamaterialet følgende karakteristika: Andelen af kvinder i stikprøven er faldet fra 46% i 1996 til 44% i 1998, mens gennemsnitssalderen i samme periode har været konstant på ca. 38 år. Der er tegn på en vis regional stabilitet, idet regionernes andele over tid er forholdsvis konstante, hvilket også gør sig



Figur 2. Kaplan-Meier afgangssandsynlighed for de 30-49 årige, 1996-1998.

gældende inden for de enkelte a-kassegrupper. Personer med udenlandsk statsborgerskab udgør ca. 6% af stikprøven, mens de ugifte udgør ca. 46%.

3.1 Ikke-parametrisk estimation

For at få et umiddelbart indtryk af afgangssandsynligheden uden at foretage den egentlige parametriske estimation udregnes Kaplan-Meier afgangssandsynligheden.⁵ Betragtes tidsprofilen for Kaplan-Meier afgangssandsynligheden fra dagpengesystemet til beskæftigelse ses, at den relative afgang generelt er faldende med varigheden i dagpengesystemet, dvs. afgang generelt udviser negativ varighedsafhængighed, jf. figur 2.

Det fremgår, at afgangssandsynligheden generelt er faldende inden for det første år, hvorefter den er nogenlunde konstant. Det antages, at konjunkturerne har bevirket, at afgangssandsynligheden er steget generelt, dvs. uafhængigt af, hvor langt henne i dagpengesystemet den ledige befinder sig. Virker ret og pligt til aktivering motiverende på lediges jobsøgning, må fremrykningen af aktivperioden forventes at betyde en stig-

5. Kaplan-Meier afgangssandsynligheden udtrykker den relative afgang fra dagpengesystemet, hvor der tages højde for højre-censurerede personer. En højre-censureret person tæller således med i risikosættet (de endnu ikke »afgåede« ledige), men tæller ikke med som en afgang.

ning i lediges afgangssandsynlighed omkring overgangen til aktivperioden, dvs. et såkaldt strukturelt skift i tidsprofilen. Der skelnes dermed i analysen mellem niveauforskydninger af afgangssandsynligheden, der indikerer, at konjunkturerne er blevet forbedrede, og ændringer i tidsprofilen af afgangssandsynligheden, som afspejler ændringer af mere strukturel karakter. Kaplan-Meier afgangssandsynligheden viser hverken tegn på niveauforskydninger eller forskydninger af mere strukturel karakter, men Kaplan-Meier afgangssandsynligheden giver som nævnt kun et umiddelbart indtryk af afgangssandsynligheden, idet der ikke er taget højde for de lediges baggrundskaraktistika. For at foretage den egentlige parametriske estimation af afgangssandsynligheden opstilles i det følgende en økonometrisk model.

4. Den økonometriske model

Analysen af de lediges afgangsmønster tager udgangspunkt i en simpel varighedsmodel med en enkelt afslutningsårsag. Lad T være en stokastisk variabel, som angiver varigheden af ophold i dagpengesystemet til den ledige finder beskæftigelse. Afgangssandsynligheden⁶ fra dagpengesystemet til ordinær beskæftigelse kan skrives som

$$h(t) = \lim_{dt \rightarrow 0} \frac{P(t < T \leq t + dt | T > t)}{dt} \quad (1)$$

Afgangssandsynligheden defineres som en *mixed proportional hazard*, hvilket vil sige, at afgangssandsynligheden, h , er et produkt af en funktion af varigheden (baseline afgangssandsynligheden), en funktion af observerede karakteristika (f.eks. køn), x , og en funktion af uobserverede karakteristika (f.eks. evner), v . Afgangssandsynligheden kan således skrives som

$$h(t | x, v) = \lambda(t) \cdot \varphi(x) \cdot v \quad (2)$$

hvor $\lambda(t)$ er baseline afgangssandsynligheden eller tidsprofilen, som siger noget om, hvordan sandsynligheden for at finde beskæftigelse udvikler sig med varigheden af ophold i dagpengesystemet. Baseline afgangssandsynligheden er identisk for alle personer, det vil sige, det antages, at afgangssandsynligheden kan variere fra person til person, men at udviklingen i afgangssandsynligheden over tid er ens for alle. Funktionen $\varphi(x)$ er en skaleringsfunktion for de observerede karakteristika, der specificeres som $\exp(x\beta)$. De uobserverede karakteristika modelleres som en stokastisk variabel, v , der antages at korrigerer for al uobserveret heterogenitet. Det antages, at v er en stoka-

6. Hazardfunktionen eller afgangssandsynligheden er egentlig en transitionsrate, men betegnes generelt en sandsynlighed i den empiriske effektmålings-litteratur.

stisk variabel som er individspecifik, tidsinvariant og gammafordelt⁷ med parametrene η (samme fordeling for alle individer).

Det centrale i analysen er baseline afgangssandsynligheden i de enkelte årsperioder. Der benyttes derfor en fleksibel fordeling for afgangssandsynligheden, den stykvis konstante hazardspecifikation. Denne specifikation kræver, at varigheden deles op i tidsintervaller.⁸

Først estimeres modellen uden uobserveret heterogenitet, og herefter estimeres modellen med uobserveret heterogenitet. For en grundig udledning af de to log-likelihood-funktioner henvises til Kyhl (2000).

4.1 Uobserveret heterogenitet

Ved estimationen af modellen uden uobserveret heterogenitet kan estimatorne for både tidsintervallerne og de forklarende variable være undervurderede. Der kan være uobserverbare faktorer, f.eks. evner og intelligens, som er med til at forklare afgangssandsynligheden, men som det ikke umiddelbart er muligt at tage højde for i estimationen. Problemet kan bedst illustreres ved det såkaldte Mover-Stayer problem, jf. Lancaster (1990). Antag, at der haves en stikprøve på 100 nyledige, som alle har konstante afgangssandsynligheder over tid. Stikprøven er ligeligt fordelt med 50 personer med en konstant høj afgangssandsynlighed på 40% i løbet af en måned (Movers) og 50 personer med en konstant lav afgangssandsynlighed på 10% i løbet af en måned (Stayers). Hvis det ikke er muligt at observere, hvilke personer der har henholdsvis høje og lave afgangssandsynligheder, vil estimationen⁹ af afgangssandsynligheden udvise negativ varighedsafhængighed, dvs. en faldende tidsprofil. Det skyldes, at Movers med høj afgangssandsynlighed forlader ledigheden hurtigere, og derfor efterlader en relativt større andel af Stayers med lav afgangssandsynlighed i stikprøven. I den første måned estimeres afgangssandsynligheden til 25%. Men efter den første måned har 20 personer med høj afgangssandsynlighed forladt ledigheden imod 5 personer med lav afgangssandsynlighed. I de to følgende måneder estimeres afgangssandsynligheden til henholdsvis 22% og 19%. Den uobserverede heterogenitet betyder således, at estimationen giver en faldende afgangssandsynlighed, selv om personerne i stikprøven har en konstant afgangssandsynlighed. Uobserveret heterogenitet er et meget udbredt empirisk problem, som kan fremkomme på grund af manglende forklarende variable eller som følge af målefejl.

7. Lad v være gammafordelt med $E(v) = 1$ og $Var(v) = \sigma^2 = \frac{1}{\eta}$.

8. I denne analyse vælges intervaller med en konstant længde på 13 uger.

9. Dette er ikke en egentlig estimation, men nærmere en sandsynlighedsberegning. Estimationen vil afhænge af de konkrete udfald, hvilket dog ikke ødelægger pointen i eksemplet.

Tabel 2. Parameter estimater (uden uobserveret heteroenitet).

	1996		1997		1998	
	Estimat	Std. Afv.	Estimat	Std. Afv.	Estimat	Std. Afv.
0-13 uger	0,0147	0,0007	0,0125	0,0007	0,0165	0,0008
13-26 uger	0,0097	0,0005	0,0070	0,0004	0,0084	0,0004
26-39 uger	0,0061	0,0003	0,0051	0,0003	0,0064	0,0004
39-52 uger	0,0043	0,0003	0,0043	0,0003	0,0057	0,0003
52-65 uger	0,0037	0,0002	0,0044	0,0003	0,0056	0,0003
65-78 uger	0,0027	0,0002	0,0034	0,0002	0,0045	0,0003
78-91 uger	0,0025	0,0002	0,0030	0,0002	0,0047	0,0003
91-104 uger	0,0023	0,0002	0,0029	0,0002	0,0046	0,0003
104-117 uger	0,0023	0,0002	0,0025	0,0002	0,0047	0,0003
117-130 uger	0,0021	0,0002	0,0022	0,0002	0,0042	0,0003
130-143 uger	0,0030	0,0003	0,0024	0,0002	0,0051	0,0004
143-156 uger	0,0026	0,0002	0,0026	0,0002	0,0039	0,0003
156-169 uger	0,0031	0,0003	0,0027	0,0003	0,0042	0,0004
169-182 uger	0,0032	0,0003	0,0024	0,0002	0,0039	0,0004
182-195 uger	0,0031	0,0003	0,0025	0,0003	0,0044	0,0004
Alder	-0,0174	0,0015	-0,0180	0,0016	-0,0169	0,0015
Mænd	0,4589	0,0225	0,4743	0,0224	0,5236	0,0210
Ugift	-0,3026	0,0187	-0,3150	0,0190	-0,3094	0,0183
Statsborgerskab	-0,6695	0,0471	-0,6057	0,0444	-0,5330	0,0410
Selvstændige	0,0456	0,0604	0,0235	0,0626	0,1620	0,0687
AC	0,4218	0,0494	0,3772	0,0486	0,2250	0,0496
FTF	0,4724	0,0414	0,4456	0,0405	0,3545	0,0406
Tekniske fkt.	0,2629	0,0550	0,1938	0,0525	0,2134	0,0547
Bygge-anlæg	1,1583	0,0444	1,0704	0,0461	0,9369	0,0475
Metalarbejderne	0,7900	0,0545	0,7566	0,0560	0,6678	0,0547
SiD	0,6048	0,0374	0,5302	0,0376	0,3530	0,0378
KAD	0,4244	0,0497	0,2499	0,0519	0,2403	0,0508
Fremstilling	0,4980	0,0665	0,4022	0,0677	1,2905	0,0392
Øvrige	0,2532	0,0392	0,1381	0,0391	0,1092	0,0385
København	-0,5758	0,0426	-0,3710	0,0463	-0,6745	0,0423
Frederiksborg Amt	-0,3703	0,0533	-0,0838	0,0572	-0,3753	0,0538
Roskilde Amt	-0,3148	0,0601	-0,2114	0,0663	-0,4659	0,0620
Vestsjællands Amt	-0,3113	0,0506	-0,1570	0,0550	-0,4892	0,0508
Storstrøms Amt	-0,4427	0,0495	-0,2710	0,0545	-0,5494	0,0518
Bornholms Amt	-0,0270	0,0780	-0,1746	0,0931	-0,3983	0,0852
Fyns Amt	-0,2684	0,0452	-0,0762	0,0493	-0,3293	0,0465
Sønderjyllands Amt	-0,2411	0,0557	-0,0303	0,0578	-0,2715	0,0541
Ribe Amt	-0,0331	0,0531	0,1419	0,0566	-0,1558	0,0526
Vejle Amt	-0,2374	0,0497	-0,0564	0,0539	-0,3453	0,0499
Århus Amt	-0,4567	0,0440	-0,2820	0,0477	-0,5381	0,0442
Viborg Amt	-0,0028	0,0544	0,0593	0,0591	0,0016	0,0523
Nordjyllands Amt	-0,4317	0,0440	-0,1973	0,0478	-0,4435	0,0439

Anm.: De kursiverede estimater er ikke signifikante på et 5 pct.-niveau.

5. Estimationsresultater

Der er foretaget maximum-likelihood estimation af afgangssandsynligheden for årsperioderne 1996, 1997 og 1998 og aldersgrupperne 25-29 år, 30-49 år og 50-59 år. Resultatet af estimationen uden uobserveret heterogenitet for de 30-49 årige er angivet i tabel 2 og præsenteres i det følgende.

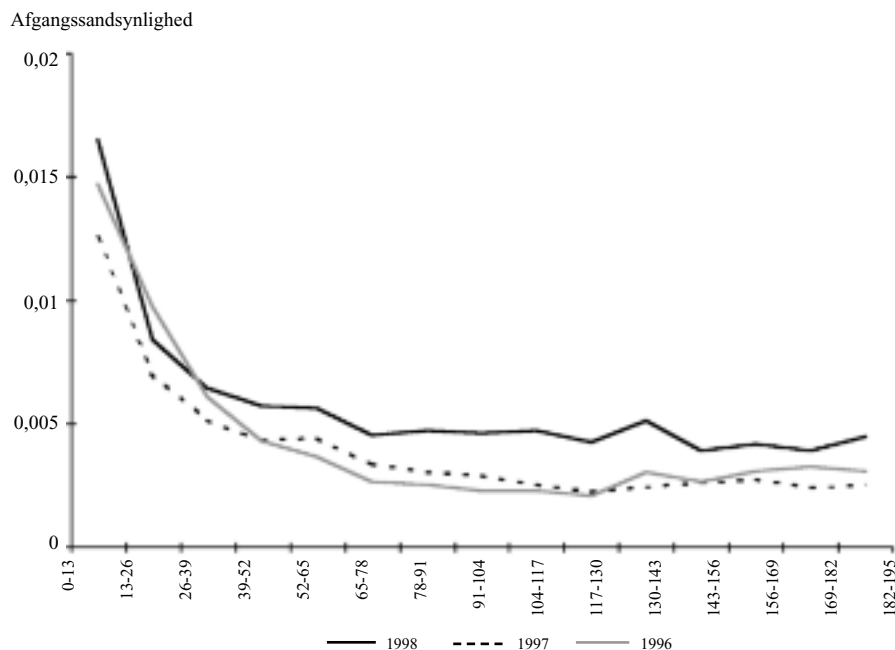
Den økonometriske model er en såkaldt *proportional hazard model*. Det betyder, at baseline afgangssandsynligheden er identisk for alle personer, det vil sige, det antages, at afgangssandsynligheden kan variere fra person til person, men at udviklingen i afgangssandsynligheden over tid er ens for alle. Baseline afgangssandsynligheden $\lambda(t)$ er i tabellen angivet ved parameter estimaterne til tidsintervallerne, f.eks. er baseline afgangssandsynligheden 1,65% i intervallet 0-13 uger for de 30-49 årige i 1998. De enkelte personers baggrundskarakteristika (de forklarende variable) giver et positivt eller negativt bidrag til baseline afgangssandsynligheden, som forskydes proportionalt op eller ned alt efter, om fortegnet til en given forklarende variabel er positivt eller negativt.

Baseline afgangssandsynligheden estimeres for en såkaldt standardperson. Personen er ikke en repræsentativ person, men en person som andre grupper kan sammenlignes med. Standardpersonen har for de pågældende aldersgrupper følgende karakteristika:

- Kvinde
- Gennemsnitsalder i den pågældende aldersgruppe
- Gift
- Dansk statsborger
- HK's a-kasse
- Ringkøbing Amt

De estimerede effekter af de forklarende variable er følgende. Mænd har generelt en større sandsynlighed for at komme i ordinær beskæftigelse end kvinder,¹⁰ mens sandsynligheden for at forlade dagpengesystemet falder med alderen. Ugifte har sværere ved at forlade dagpengesystemet end gifte, ligesom udenlandske statsborgere har en lavere sandsynlighed for at komme i ordinær beskæftigelse. A-kasse tilhørsforhold har ligeledes betydning for den enkeltes muligheder for at opnå beskæftigelse. I forhold til HK's a-kasse yder alle andre a-kasser et positivt bidrag til afgangssandsynligheden. HK's a-kasse har således det laveste niveau for afgangssandsynligheden. Den regiona-

10. F.eks. har standardpersonen, der er en kvinde, i intervallet 0-13 uger i 1998 en afgangssandsynlighed på 1,65 pct. (uden uobserveret heterogenitet). Afgangssandsynligheden for en mand med alle andre karakteristika identiske med standardpersonen er 2,78 pct. Dette tal fremkommer ved at gange standardpersonens afgangssandsynlighed med eksponentialfunktionen til estimatet for mænd, dvs. $\exp(0,52) \cdot 1,65$ pct. = 2,78 pct.



Figur 3. Baseline afgangssandsynlighed (uden uobserveret heterogenitet) for de 30-49 årige, 1996-1998.

le situation på arbejdsmarkedet påvirker også afgangssandsynligheden. Estimerne til AF-regionerne afslører, at de alle yder et negativt bidrag til afgangssandsynligheden set i forhold til Ringkøbing. Ringkøbing har den højeste afgangssandsynlighed af alle regioner, mens København har den laveste. I alle årene er niveauet for regionen Viborg dog ikke signifikant forskelligt fra niveauet i Ringkøbing.

Det centrale i analysen er de estimerede effekter af tidsintervallerne, som angiver tidsprofilen for afgangssandsynligheden. For alle årene er den lediges sandsynlighed for overgang fra dagpengesystemet til ordinær beskæftigelse faldende, dvs. afgangssandsynligheden er faldende med længden af den periode, den enkelte har været i dagpengesystemet, jf. figur 3.

Der er tegn på en niveauforskydning af afgangssandsynligheden for året 1998 samt en nærmest konstant afgangssandsynlighed for personer med en varighed på $1\frac{1}{2}$ til 3 år i dagpengesystemet. I de tilsvarende intervaller for årene 1997 og 1996 er afgangssandsynligheden faldende.

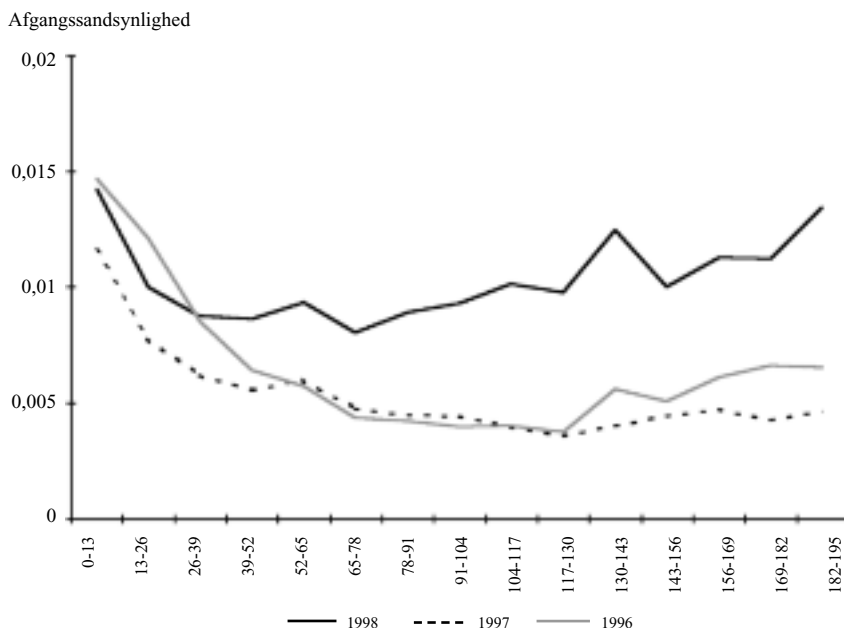
Billedet kan imidlertid være misvisende, fordi der ikke tages højde for uobserveret heterogenitet. Estimationsresultaterne med uobserveret heterogenitet vises i tabel 3.

Uobserveret heterogenitet kan medføre, at betydningen af de forklarende variable

Tabel 3. Parameter estimater (med uobserveret heterogenitet) for de 30-49 årige, 1996-1998.

	1996		1997		1998	
	Estimat	Std. Afv.	Estimat	Std. Afv.	Estimat	Std. Afv.
0-13 uger	0,0147	0,0010	0,0116	0,0008	0,0142	0,0011
13-26 uger	0,0121	0,0009	0,0077	0,0006	0,0100	0,0008
26-39 uger	0,0085	0,0006	0,0062	0,0005	0,0087	0,0007
39-52 uger	0,0064	0,0005	0,0055	0,0004	0,0086	0,0008
52-65 uger	0,0057	0,0005	0,0060	0,0005	0,0093	0,0008
65-78 uger	0,0043	0,0004	0,0048	0,0004	0,0080	0,0008
78-91 uger	0,0042	0,0004	0,0045	0,0004	0,0089	0,0009
91-104 uger	0,0039	0,0004	0,0044	0,0004	0,0093	0,0009
104-117 uger	0,0040	0,0004	0,0040	0,0004	0,0101	0,0011
117-130 uger	0,0037	0,0004	0,0036	0,0004	0,0097	0,0011
130-143 uger	0,0056	0,0006	0,0040	0,0005	0,0124	0,0014
143-156 uger	0,0050	0,0006	0,0044	0,0005	0,0100	0,0012
156-169 uger	0,0061	0,0007	0,0047	0,0005	0,0112	0,0014
169-182 uger	0,0066	0,0008	0,0043	0,0005	0,0112	0,0014
182-195 uger	0,0065	0,0008	0,0046	0,0006	0,0134	0,0017
Alder	-0,2083	0,0210	-0,2107	0,0212	-0,2109	0,0246
Mænd	0,6371	0,0319	0,6346	0,0319	0,7876	0,0358
Ugift	-0,3723	0,0260	-0,3934	0,0263	-0,4325	0,0301
Statsborgerskab	-0,8493	0,0603	-0,7426	0,0555	-0,7750	0,0604
Selvstændige	0,0537	0,0730	0,0430	0,0752	0,1988	0,0981
AC	0,5643	0,0653	0,4984	0,0632	0,3680	0,0718
FTF	0,6644	0,0534	0,6298	0,0525	0,6615	0,0595
Tekniske fkt.	0,3243	0,0693	0,2888	0,0654	0,3439	0,0778
Bygge-anlæg	1,5542	0,0725	1,4485	0,0740	1,5136	0,0856
Metalarbejderne	1,0696	0,0793	0,9906	0,0798	1,1209	0,0912
SiD	0,8294	0,0506	0,7335	0,0504	0,6061	0,0569
KAD	0,5727	0,0621	0,3471	0,0636	0,3587	0,0704
Fremstilling	0,6931	0,0861	0,5311	0,0866	2,4784	0,0863
Øvrige	0,3250	0,0484	0,1901	0,0479	0,1735	0,0534
København	-0,7952	0,0630	-0,4912	0,0627	-0,8565	0,0722
Frederiksborg Amt	-0,5220	0,0748	-0,1187	0,0771	-0,4245	0,0894
Roskilde Amt	-0,4651	0,0846	-0,3007	0,0875	-0,5660	0,1004
Vestsjællands Amt	-0,4628	0,0731	-0,2216	0,0746	-0,6045	0,0854
Storstrøms Amt	-0,5994	0,0724	-0,3606	0,0740	-0,7094	0,0879
Bornholms Amt	-0,0212	0,1141	-0,2317	0,1210	-0,5918	0,1413
Fyns Amt	-0,3931	0,0663	-0,1171	0,0673	-0,4087	0,0789
Sønderjyllands Amt	-0,3458	0,0782	-0,0647	0,0781	-0,3650	0,0912
Ribe Amt	-0,0220	0,0783	0,1689	0,0808	-0,1261	0,0933
Vejle Amt	-0,3159	0,0713	-0,0784	0,0728	-0,4012	0,0851
Århus Amt	-0,6369	0,0648	-0,3534	0,0644	-0,6735	0,0750
Viborg Amt	-0,0831	0,0801	0,0638	0,0803	0,0637	0,0920
Nordjyllands Amt	-0,6025	0,0646	-0,2535	0,0650	-0,5559	0,0751
Eta	1,2685	0,2408	1,4114	0,2750	0,8549	0,1617

Anm.: De kursiverede estimater er ikke signifikante på et 5 pct.-niveau. Den uobserverede heterogenitet antages at være gammafordelt med parameteren eta.



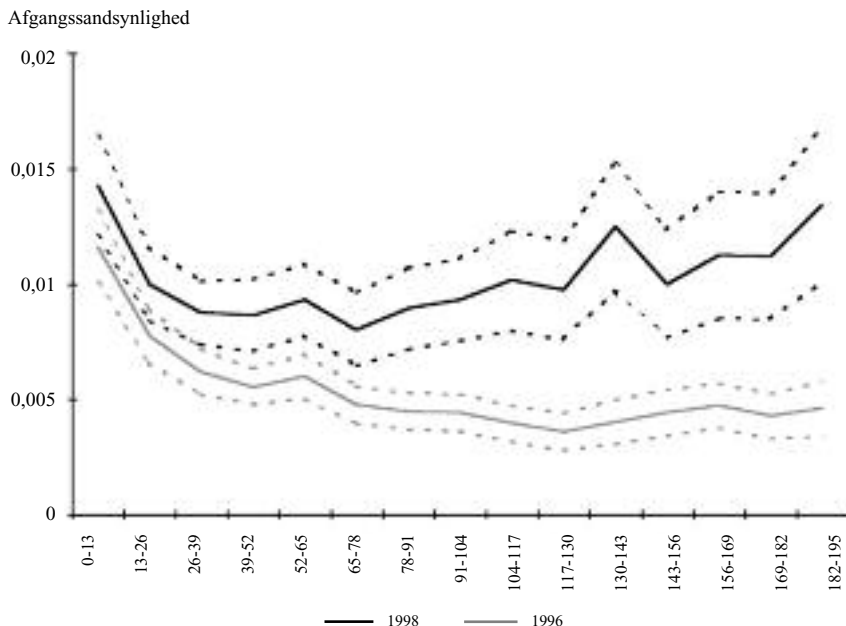
Figur 4. Baseline afgangssandsynlighed (med uobserveret heterogenitet) for de 30-49 årige, 1996-1998.

underestimeres, hvilket ser ud til at være tilfældet for de fleste af estimaterne. Estimatet for mænd i 1998 er f.eks. 0,79 med uobserveret heterogenitet mod 0,52 uden uobserveret heterogenitet. Tilsvarende er estimatet alder -0,21 med uobserveret heterogenitet mod -0,02 uden uobserveret heterogenitet. Men ingen af estimaterne skifter fortegn, hvorfor de kvalitative resultater, nævnt ovenfor, ikke ændres. Det bemærkes endvidere, at den uobserverede heterogenitet er størst i 1998, idet η (eta) i fordelingen af den uobserverede heterogenitet er mindst i 1998.

Tidsprofilen for afgangssandsynligheden er ligeledes påvirket af den uobserverede heterogenitet. Korrigeret for uobserveret heterogenitet ses i 1998 en markant stigende afgangssandsynlighed for personer med 1½ til 3 års varighed i dagpengesystemet, jf. figur 4.

Det antages, at konjunkturerne har bevirket, at afgangssandsynligheden er steget generelt, hvilket tydeligvis kendetegner udviklingen fra 1997 til 1998. Indtegnes afgangssandsynligheden for de pågældende årsperioder 1997 og 1998 med et 95% konfidensinterval¹¹ ses imidlertid, at afgangssandsynligheden ikke er signifikant større for personer med kortere varighed i dagpengesystemet, jf. figur 5.

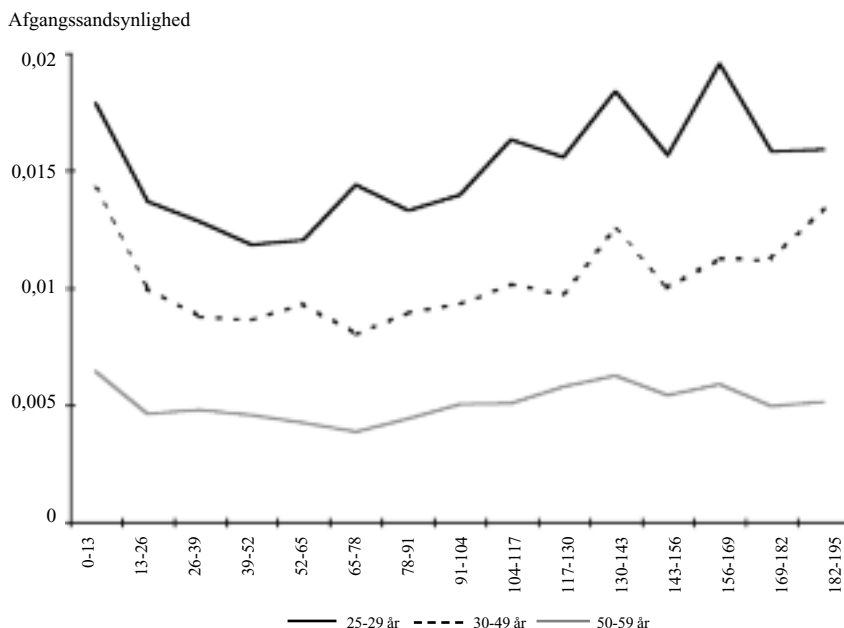
11. Beregningen af standardafvigelse er foretaget ved hjælp af Delta-metoden, jf. Greene (1997).



Figur 5. Baseline afgangssandsynlighed med 95% konfidensinterval bånd (med uobserveret heterogenitet) for de 30-49 årige, 1997-1998.

For personer med $1\frac{1}{2}$ til 3 års varighed i dagpengesystemet er der derimod signifikant forskel på de to kurver, hvilket peger på, at der ikke bare er tale om en niveauforskydning men derimod et strukturelt skift i afgangssandsynligheden for denne gruppe af personer. Stigningen skyldes formentlig, at disse personer i 1998 blev omfattet af eller stod umiddelbart over for den fremrykkede ret og pligt til aktivering. I intervallet 65-78 uger er afgangssandsynligheden 0,80%, hvilket vil sige, at 0,80% af de personer, der befinder sig i dagpengesystemet, afgår pr. uge i perioden 65-78 uger, men som følge af motivationseffekten stiger afgangssandsynligheden til 1,24% i intervallet 130-143 uger. Til sammenligning falder afgangssandsynligheden i årsperioden 1997 i de samme intervaller fra 0,48% til 0,40%. Niveautet i 1998 er således generelt hævet, men i de nævnte intervaller stiger afgangssandsynligheden med 55% i 1998, hvorimod den falder med 16% i 1997. Der er dermed tale om et strukturelt skift i baseline afgangssandsynligheden og ikke kun forbedrede konjunkturer.

Tidsprofilerne for 1996 og 1997 viser også tegn på, at fremrykningen fra 4 til 3 år kan have virket motiverende. Disse tegn er dog knap så markante, hvilket blandt andet kan skyldes, at motivationseffekten virker kraftigere, jo tidligere der sættes ind med ret og pligt til aktivering. Herudover løb indfasningen af aktivperioden fra medio 1996 og gennem 1997 over længere tid. Desuden kan det have været en medvirkende årsag, at



Figur 6. Baseline afgangssandsynlighed (med uobserveret heterogenitet) for aldersgrupperne 25-29 år, 30-49 år og 50-59 år, 1998.

fremrykningen fra 3 til 2 år havde et væsentligt større antalmæssigt omfang. Den meget markante ændring fra 1997 til 1998 kan dog også skyldes, at AF først her fik rigtig godt fat i de ledige; således at noget af fremrykningen fra 1996 til 1997 i virkeligheden først slår igennem i den følgende periode, hvilket betyder, at det heller ikke er sikkert, at der kan opnås helt samme markante effekter ved en yderligere fremrykning.

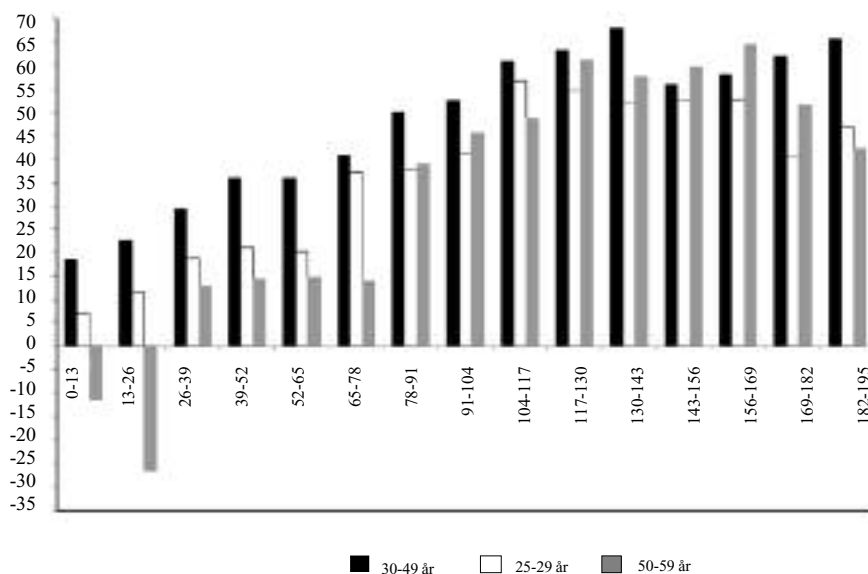
5.1 Er der forskel i effekten for aldersgrupperne?

Afgangssandsynligheden for aldersgrupperne 25-29 år og 50-59 år¹² har for 1998 ligesom for de 30-49 årige været stigende gennem de tidsintervaller, hvor fremrykningen er sket, jf. figur 6.

Niveauet for afgangssandsynligheden er, som forventet, højst for de unge og lavest for de ældre. Samtidig ser stigningen ud til at være mest markant for de unge og mindst markant for de ældre. Målt i absolutte ændringer er ændringerne også størst for de 25-29 årige og mindst for de 50-59 årige. Det skyldes dog til dels, at afgangssandsynligheden generelt er på et højere niveau for de unge og et lavere niveau for de ældre. For alle aldersgrupper er stigningen i den relative ændring i afgangssandsynligheden signifikant fra 1997 til 1998 fra omkring 1 1/2 til 3 års ledighed, jf. figur 7.

12. Resultatet af estimationerne for aldersgrupperne 25-29 år og 50-59 år kan ses i Appendiks.

Forskel i Afgangssandsynlighed i pct.



Figur 7. Den relative forskel mellem afgangssandsynligheden i 1997 og 1998 for aldersgrupperne 25-29 år, 30-49 år og 50-59 år, 1998.

Det ser således ud til, at ret og pligt til aktivering virker motiverende for alle aldersgrupper. Ved at betragte den relative forskel i afgangssandsynligheden inden for det første år for de 30-49 årige ses, at afgangssandsynligheden generelt er steget. Dette indikerer, at de forbedrede konjunkturer fra 1997 til 1998 har betydet en niveauforskydning af afgangssandsynligheden. For de unge og de ældre er der derimod ikke en særlig kraftig konjunktoreffekt, idet afgangssandsynligheden ikke er steget særligt meget inden for det første år. Det er således midtergruppen, som har fået mest ud af det økonomiske opsving. Lidt firkantet kan man sige, at de unge ikke har brug for opsvinget for at komme i beskæftigelse, mens de ældre stadig generelt har svært ved at udnytte opsvinget til at komme i beskæftigelse. De relativt høje afgangssandsynligheder for personer med over 3 års anciennitet i 1998 må tilskrives positive opkvalificeringseffekter af afsluttede aktiveringsforløb.

6. Konklusion

Formålet med denne artikel har været at undersøge om ret og pligt til aktivering virker motiverende på lediges jobsøgning. I en varighedsmodel er der estimeret afgangssandsynligheder for udvalgte årsperioder og aldersgrupper for empirisk at kunne belyse, hvorledes fremrykningen af aktivperioden med 2 år i perioden fra 1996 til 1998 har påvirket lediges afgangsmønstre fra dagpengesystemet til beskæftigelse.

Resultaterne af estimationerne tyder på, at aktivperioden med ret og pligt til aktivering generelt har betydet en stigning i lediges afgang fra dagpengesystemet til beskæftigelse i perioden omkring overgangen til aktivperioden; ja, faktisk er der en effekt at spore allerede efter et år i dagpengesystemet, dvs. det ser ud til at de ledige nu søger mere intensivt allerede et år før aktivperioden begynder. Ret og pligt til aktivering virker således motiverende for lediges jobsøgning, selv inden aktivperioden starter. Motivationseffekten viser sig tydeligst ved fremrykningen fra 1997 til 1998 (fra efter 3 år til efter 2 år), hvor der er signifikante stigninger i afgangssandsynligheden for de personer, der stod over for at skulle omfattes af ret og pligt til aktivering.

Resultaterne peger endvidere på, at motivationseffekten virker for alle aldersgrupper også de 50-59 årige. Dette skal dog ses på baggrund af et meget lavt niveau for afgangssandsynligheden for netop denne gruppe. I absolutte ændringer er effekten mindst for denne gruppe og størst for de 25-29 årige. Konjunktoreffekten er ikke særlig stor for de unge og de ældre, hvorimod midtergruppen ser ud til at nyde godt af det økonomiske opsving. Det skyldes formentlig, at de unge i forvejen er stærke ledige, mens de ældre stadig har svært ved at komme tilbage på arbejdsmarkedet.

Dermed har fremrykningen af aktivperioden gennem motivationseffekten medvirket til at reducere strukturproblemerne på det danske arbejdsmarked uden drastiske ændringer af ydelsesperiodens længde eller generelle reduktioner af ydelsesniveauet. Resultaterne følger tidligere resultater i litteraturen, hvor lediges afgangssandsynlighed stiger op i mod udløbet af en fast ydelsesperiode. Carling, Harkmann og Holmlund (1996) finder en sådan effekt i Sverige, mens Katz og Meyer (1990) finder den samme effekt i USA. Jensen, Nielsen og Rosholm (1999) har undersøgt effekterne af den danske ungeindsats, og finder en vis positiv effekt på lediges afgangssandsynlighed til beskæftigelse omkring overgangen til, at de unge omfattes af indsatsen.

Litteratur

- Carling, K., P.-A. Edin, A. Harkman og B. Holmlund. 1996. Unemployment duration, unemployment benefits, and labour market programs in Sweden. *Journal of Public Economics* 59.
- Greene William H. 1997. *Econometric Analysis*. Upper Saddle River, N.J.: Prentice Hall, 1997.
- Heckman, J. og B. Singer. 1985. Social Science Duration Analysis. In: *Longitudinal analysis of labor market data*, Cambridge University Press.
- Jensen, P., Nielsen, M.S. og Rosholm, M. 1999. The effects of Benefits, Incentives, and Sanctions on Youth Unemployment. CLS Working Paper 99-05, September 1999.
- Kyhl, T. 2000. Aktiv Arbejdsmarkedspolitik – Evaluering af effekter. Specialeopgave, Økonomisk Institut, Københavns Universitet.
- Katz, L. og Meyer, B. 1990. The impact of the potential duration of unemployment benefits on the duration of unemployment. *Journal of Public Economics* 41.
- Lancaster, T. 1990. *The Econometric Analysis of Transitions Data*. Cambridge University Press.
- Ridder, G. 1986 The sensitivity of Duration Models to Misspecified Unobserved Heterogeneity and Duration Dependence. Manuscript, University of Amsterdam.

A. Appendiks

Tabel 4. Parameter estimater (med uobserverede heterogenitet) for de 25-29 årige forsikrede ledige, 1996-1998.

	1996		1997		1998	
	Estimat	Std. Afv.	Estimat	Std. Afv.	Estimat	Std. Afv.
0-13 uger	0,0190	0,0013	0,0166	0,0166	0,0179	0,0015
13-26 uger	0,0158	0,0011	0,0121	0,0121	0,0137	0,0012
26-39 uger	0,0113	0,0009	0,0104	0,0104	0,0128	0,0012
39-52 uger	0,0100	0,0009	0,0093	0,0093	0,0118	0,0011
52-65 uger	0,0092	0,0008	0,0096	0,0096	0,0121	0,0012
65-78 uger	0,0083	0,0008	0,0090	0,0090	0,0144	0,0015
78-91 uger	0,0061	0,0007	0,0083	0,0083	0,0133	0,0015
91-104 uger	0,0070	0,0008	0,0820	0,0820	0,0140	0,0016
104-117 uger	0,0064	0,0008	0,0071	0,0071	0,0163	0,0020
117-130 uger	0,0074	0,0009	0,0071	0,0071	0,0156	0,0020
130-143 uger	0,0088	0,0011	0,0088	0,0088	0,0184	0,0025
143-156 uger	0,0104	0,0013	0,0074	0,0074	0,0156	0,0022
156-169 uger	0,0088	0,0012	0,0092	0,0092	0,0195	0,0028
169-182 uger	0,0122	0,0016	0,0094	0,0094	0,0158	0,0025
182-195 uger	0,0119	0,0017	0,0085	0,0085	0,0159	0,0027
Alder	-0,7697	0,0899	-1,1230	-1,1230	-1,6148	0,1126
Mænd	0,5896	0,0321	0,6134	0,6134	0,7622	0,0384
Ugift	-0,2297	0,0270	-0,1592	-0,1592	-0,0797	0,0340
Statsborgerskab	-1,0369	0,0641	-1,0238	-1,0238	-0,8443	0,0669
Selvstændige	-0,0276	0,0774	0,0058	0,0058	0,0797	0,1271
AC	0,7105	0,0555	0,7794	0,7794	0,8060	0,0670
FTF	0,9024	0,0504	0,9927	0,9927	1,3370	0,0621
Tekniske fkt.	0,2800	0,0690	0,3495	0,3495	0,2691	0,0837
Bygge-anlæg	1,2564	0,0706	1,2607	0,0724	1,0386	0,0841
Metalarbejderne	0,7511	0,0731	0,9009	0,9009	0,8006	0,0844
SiD	0,3270	0,0476	0,3187	0,3187	0,1189	0,0580
KAD	0,0217	0,0712	0,0194	0,0194	-0,1547	0,0860
Fremstilling	0,2698	0,0832	0,3136	0,3136	1,6784	0,0808
Øvrige	-0,0201	0,0454	-0,0431	-0,0431	-0,0985	0,0529
København	-0,5669	0,0635	-0,4406	-0,4406	-0,6207	0,0777
Frederiksborg Amt	-0,2519	0,0801	-0,2586	-0,2586	-0,4252	0,1052
Roskilde Amt	-0,2652	0,0888	-0,2821	-0,2821	-0,3361	0,1113
Vestsjællands Amt	-0,3783	0,0781	-0,3184	-0,3184	-0,4345	0,0944
Storstrøms Amt	-0,4195	0,0800	-0,4427	-0,4427	-0,5584	0,0978
Bornholms Amt	-0,2454	0,1461	-0,5603	-0,5603	-0,7154	0,1734
Fyns Amt	-0,2716	0,0695	-0,2506	-0,2506	-0,3381	0,0857
Sønderjyllands Amt	-0,1495	0,0835	-0,1197	-0,1197	-0,2442	0,1019
Ribe Amt	0,0262	0,0856	0,0455	0,0455	0,0265	0,1028
Vejle Amt	-0,2272	0,0742	-0,1847	-0,1847	-0,1879	0,0923
Århus Amt	-0,5244	0,0660	-0,5342	-0,5342	-0,5962	0,0810
Viborg Amt	-0,0624	0,0839	-0,1443	-0,1443	-0,1330	0,1026
Nordjyllands Amt	-0,4898	0,0683	-0,3962	-0,3962	-0,4902	0,0827
Eta	1,1944	0,2372	1,3203	0,2407	0,8294	0,1657

Ann.: De kursiverede estimater er ikke signifikante på et 5 pct.-niveau. Den uobserverede heterogenitet antages at være gammafordelt med parameteren eta.

Tabel 5. Parameter estimater (med uobserverede heterogenitet) for de 50-59 årige forsikrede ledige, 1996-1998.

	1996		1997		1998	
	Estimat	Std. Afv.	Estimat	Std. Afv.	Estimat	Std. Afv.
0-13 uger	0,0097	0,0008	0,0072	0,0006	0,0064	0,0006
13-26 uger	0,0088	0,0008	0,0058	0,0005	0,0046	0,0004
26-39 uger	0,0063	0,0006	0,0042	0,0004	0,0048	0,0005
39-52 uger	0,0051	0,0005	0,0039	0,0004	0,0046	0,0005
52-65 uger	0,0045	0,0005	0,0036	0,0004	0,0042	0,0004
65-78 uger	0,0032	0,0004	0,0033	0,0003	0,0039	0,0004
78-91 uger	0,0026	0,0003	0,0027	0,0003	0,0044	0,0005
91-104 uger	0,0027	0,0003	0,0027	0,0003	0,0050	0,0006
104-117 uger	0,0019	0,0003	0,0026	0,0003	0,0051	0,0006
117-130 uger	0,0026	0,0004	0,0023	0,0003	0,0058	0,0007
130-143 uger	0,0032	0,0005	0,0026	0,0004	0,0062	0,0008
143-156 uger	0,0028	0,0004	0,0022	0,0003	0,0054	0,0007
156-169 uger	0,0033	0,0005	0,0021	0,0003	0,0059	0,0008
169-182 uger	0,0036	0,0006	0,0024	0,0004	0,0050	0,0007
182-195 uger	0,0039	0,0006	0,0030	0,0005	0,0051	0,0008
Alder	-1,1093	0,0568	-0,9679	0,0577	-0,8608	0,0615
Mænd	0,4103	0,0400	0,5863	0,0413	0,6684	0,0445
Ugift	-0,3014	0,0328	-0,3993	0,0347	-0,3297	0,0365
Statsborgerskab	-0,4351	0,0951	-0,5428	0,0979	-0,7394	0,1106
Selvstændige	-0,1204	0,0912	-0,1541	0,0948	0,1965	0,0958
AC	0,4361	0,0983	0,4537	0,0956	0,3812	0,1064
FTF	0,6547	0,0696	0,5702	0,0703	0,7408	0,0720
Tekniske fkt.	0,3017	0,0814	0,4238	0,0795	0,3965	0,0863
Bygge-anlæg	1,8580	0,0935	1,7969	0,0987	2,1467	0,1102
Metalarbejderne	1,1229	0,0886	0,9898	0,0897	1,1643	0,0972
SiD	1,2838	0,0685	1,2683	0,0710	1,1938	0,0727
KAD	1,1630	0,0741	0,9689	0,0796	1,1776	0,0823
Fremstilling	0,8046	0,0968	0,6190	0,1050	3,4672	0,1173
Øvrige	0,4291	0,0605	0,5116	0,0614	0,5711	0,0639
København	-0,8977	0,0753	-0,7037	0,0768	-1,0262	0,0859
Frederiksborg Amt	-0,5559	0,0871	-0,4581	0,0908	-0,5440	0,0995
Roskilde Amt	-0,5175	0,0960	-0,3706	0,0979	-0,4985	0,1096
Vestsjællands Amt	-0,5586	0,0888	-0,4844	0,0918	-0,5872	0,0995
Storstrøms Amt	-0,7380	0,0892	-0,5775	0,0928	-0,7966	0,1010
Bornholms Amt	-0,0301	0,1495	-0,2588	0,1517	-0,3556	0,1699
Fyns Amt	-0,5102	0,0797	-0,1863	0,0816	-0,4915	0,0917
Sønderjyllands Amt	-0,4127	0,0937	-0,1334	0,0961	-0,3421	0,1110
Ribe Amt	-0,3304	0,0947	-0,1266	0,1026	-0,2568	0,1125
Vejle Amt	-0,2765	0,0842	-0,2604	0,0878	-0,5561	0,0974
Århus Amt	-0,6483	0,0785	-0,4329	0,0802	-0,6494	0,0882
Viborg Amt	-0,3066	0,0979	-0,0984	0,1020	-0,1344	0,1133
Nordjyllands Amt	-0,7156	0,0780	-0,5186	0,0801	-0,6754	0,0892
Eta	0,9967	0,2628	0,8589	0,2539	0,5665	0,1573

Anm.: De fremhævede estimater er ikke signifikante på et 5 pct.-niveau. Den uobserverede heterogenitet antages at være gammafordelt med parameteren eta.

Velfærdseffekter ved skatte-sænkninger i DREAM

Anders Due Madsen

DREAMgruppen, Danmarks Statistik

Lars Haagen Pedersen

DREAMgruppen, Danmarks Statistik

SUMMARY: The welfare gains from VAT, income tax and corporation tax reductions are evaluated in the dynamic CGE model DREAM. The welfare gains are defined as the sum of the discounted equivalent variations for all current and future generations divided by the discounted value of the lump sum taxes necessary to finance the reduction. We find that a decrease of 5 per cent in each of the tax rates generate welfare gains in the area of 9.49 to 22.94 cents per euro of revenue loss. The different values may indicate a potential welfare gain from a change in the tax structure. However, the intergenerational distribution of the welfare gains differs significantly from one tax experiment to another. This indicates that a change in the tax structure might also generate a shift of welfare between generations. The reduction of VAT and corporation tax increases welfare but involves a generational redistribution from future generations to current generations. In the case of an income tax cut, welfare increases, and almost all living and future households are better off.

1. Indledning

Denne artikel vil analysere eksempler på ændringer i den danske skattestruktur for potentielle velfærdsgevinster. Analysen er gennemført på den anvendte generelle ligevægtsmodel DREAM, der er en dynamisk overlappende generationsmodel for den danske økonomi.

I analysen indgår tre eksempler på skatteinstrumenter; momsen, bundskatten og selskabsskatten. Velfærdsgevinsterne beregnes ved at sænke en af de forvridende skatter finansieret periode for periode med en lump sum skat.¹ Der defineres et velfærdsmål (GVG), som er den gennemsnitlige aggregerede velfærdsgevinst pr. provenukrone for en given reduktion i hver af de tre skatteinstrumenter. Den aggregerede velfærdsge-

1. En lump sum skat er en skat, hvor den enkelte husholdnings betaling er uafhængig af husholdningens adfærd. F.eks. kan skatten være defineret som et fast beløb pr. individ.

vinst er givet ved nutidsværdien af alle nulevende og fremtidige generationers ækvivalente variation. Velfærdsgevinsten per provenukrone beregnes ved skattenedsættelser på 5 procent.² Allerede på dette sted bemærkes, at det anvendte velfærdsmål udelukkende fokuserer på den samlede intergenerationelle velfærd og ikke på hverken fordelingen af velfærd mellem generationer eller inden for en generation. Velfærdsmålet kan derfor ikke stå alene, men må suppleres med en analyse af fordelingen af velfærdseffekterne over generationer.

Analysen viser, at de gennemsnitlige velfærdsgevinster ved at sænke hhv. moms- og bundskatten med 5 procent er næsten ens; nemlig henholdsvis 9,62 øre og 9,49 øre per provenukrone. Det dækker over store forskelle i den intergenerationelle velfærdsfordeling. Ved moms-nedsættelse stilles de nulevende generationer bedre, mens de fremtidige stilles dårligere. For nedsættelse af bundskatten gælder næsten det omvendte. Sænkelsen af selskabsskatten giver en betydeligt højere velfærdsgevinst per provenukrone nemlig 22,94 øre. Dette dækker også over betydelige forskelle i velfærdsændringer for generationerne. De store forskelle i de gennemsnitlige velfærdsgevinster kan antyde potentielle velfærdsgevinster ved en omlægning af skattestrukturen. Det skal dog bemærkes, at velfærdsmålet er påvirket af den vægtning som tildeles fremtidige generationer og derfor kan ændres, hvis en anden diskonteringsrate anvendes. Man skal endvidere være opmærksom på, at ikke alle generationer nødvendigvis får del i sådanne velfærdsforbedringer.

Artiklen er organiseret på følgende måde: Først diskuteres velfærdsmål generelt, og det valgte mål præsenteres. Herefter gives en kort introduktion til DREAM med særlig vægt på de for artiklen relevante dele herunder data og eksogene parametre. For at kunne forstå den intergenerationelle fordeling af velfærdsændringerne gennemgås effekterne af en 5 procent skattesænkning for hver af de tre skatteinstrumenter. Artiklen afsluttes med en sammenligning af velfærdsgevinster ved de tre skatter og nogle overvejelser om resultaternes anvendelighed i afsnit 5.

2. Velfærdsmål

Der defineres et mål for velfærdseffekten af en ændring i en given skattesats. Ved at sammenligne værdien af målet for ændringer i forskellige skattesatser kan det vurderes, ved hvilken type skat, der er de største velfærdsmæssige omkostninger. Dette kan bruges til designe en skattestruktur med de laveste velfærdsmæssige omkostninger for opkrævning af et givet skatteprovenu.

I praksis er det vanskeligt at konstruere et veldefineret velfærdsmål, når den økonomiske model bliver tilstrækkelig kompleks. Dette afsnit gennemgår derfor kort vel-

2. Se Madsen (2000) for en analyse af velfærdseffekterne ved forskellige størrelser af de betragtede ændringer.

færdsmaal i forskellige simple modeltyper for herved at vise hvilke overvejelser, der ligger til grund for det valgte maal.

I en statisk model med én repræsentativ husholdning indebærer markedsligevægten uden skatter, imperfektioner og eksternaliteter, at husholdningens nytte er maksimeret givet ressourcerne i økonomien (velfærdsteoriens 1. hovedsætning). Hvis der er én forvriddende skat, vil den repræsentative husholdnings nytte være lavere end den maksimale, selv når provenuet fra skatten tilbageføres til husholdningen (i form af lump sum overførsler). En reduktion i skattesatsen vil føre til, at nytten stiger, også selv om det tilbageførte provenu reduceres. Dette kaldes ofte for en efficiensgevinst, fordi nyttegevinsten fremkommer, ved at forvriddningen i økonomien reduceres. For at måle gevinsten i kroner anvendes den ækvivalente variation. Denne defineres som den kompensation, den enkelte husholdning skal have for at være lige så godt stillet efter den betragtede ændring, som den var før ændringen – målt ved priserne, der var gældende i ligevægten før ændringen.³ Til brug for opstillingen af velfærdsmaalet betragtes en given reduktion i skattesatsen, og det antages, at provenutabet dækkes ved en lump sum skat. *Velfærdsgevinsten ved en reduktion af en given skattesats kan herefter defineres som den ækvivalente variation delt med provenu, der opkræves ved lump sum skatten.* Hermed fås et udtryk for skattens forvriddningstab målt i kroner pr. provenukrone.

Hvis der er flere forvriddende skatter i økonomien, kan man ikke slutte, at en reduktion af én af skattesatserne fører til en velfærdsgevinst for den repræsentative husholdning. Det skyldes, at reduktionen i en skat kan forstærke forvriddningen af en anden. For et givet antal skatteklender kan man fastlægge den optimale skattestruktur, dvs. det sæt af skattesatser som for et givet provenukrav giver den højeste nytte til den repræsentative husholdning. For at finde den optimale skattestruktur måles den marginale efficiensgevinst pr. provenukrone (dvs. den ækvivalente variation delt med provenuet fra lump sum skatten) ved at reducere den enkelte skattesats. Den optimale skattestruktur er givet ved den situation, hvor den ækvivalente variation pr. provenukrone er den samme for marginale ændringer i alle skattesatser.

Hvis der er *flere* repræsentative husholdningstyper i den statiske model er markedsligevægten uden skatter, imperfektioner og eksternaliteter Pareto-optimal.⁴ Med forvriddende skatter i økonomien vil ligevægten ikke længere være Pareto-optimal. Hvis man i denne situation ønsker at måle det samfundsmæssige forvriddningstab ved skatten, indebærer det en vurdering af de enkelte husholdningers (nytte- eller) velfærdstab over for hinanden. Traditionel velfærdsteori giver kun mulighed for at vurdere om en

3. Fordelen ved at anvende den ækvivalente variation (frem for den kompenserende variation, hvor kompensationen måles til priserne som gælder efter ændringen) er, at kompensationerne ved flere forskellige ændringer bliver sammenlignelige, da de måles til de samme priser.

4. En ligevægt er Pareto optimal, hvis det ikke er muligt at stille en husholdning bedre uden samtidig at stille mindst en anden dårligere.

skattestruktur fører til en ligevægt, der Pareto-dominerer⁵ en ligevægt med en anden skattestruktur. Den giver derfor ingen mulighed for at vurdere det samlede forvriddningstab.

Som i eksemplet med én repræsentativ husholdning kan der i dette tilfælde beregnes ækvivalente variationsmål for hver husholdning. Derved fås som nævnt et udtryk for husholdningens nytteændring målt i kroner. Til brug for velfærdsmålet betragtes som ovenfor en given reduktion i skattesatsen, og det antages, at provenutabet dækkes ved en lump sum skat. *Vi kan derfor definere velfærdsmålet som summen af husholdningernes ækvivalente variationer delt med provenu, der opkræves ved lump sum skatten.* Dvs. summen af de ækvivalente variationer for husholdningerne anvendes som udtryk for den samlede velfærd. Der er ikke noget velfærdsmæssigt kriterium for netop denne sammenejning, f.eks. er det ikke givet at den nye ligevægt Pareto-dominerer den oprindelige. Begrundelsen for målet er Hick's kompensations kriterium, som siger, at den nye ligevægt foretrækkes, fordi gevinsten til vinderne er større end tabet for taberne, dvs. vinderne kan potentielt »bestikke« taberne ved at kompensere deres tab til at foretrække den nye ligevægt. To ting skal bemærkes: For det første finder compensationen ikke sted, og for det andet ville compensationen, hvis den blev gennemført, selv kunne påvirke priserne.

Også i denne situation er det muligt at vurdere, om ændringer i sammensætningen af de forskellige skattesatser fører til ligevægte, som dominerer den oprindelige ligevægt ud fra det definerede velfærdsmål. Analogt til ovenfor findes den »optimale« skattestruktur, som den situation, hvor velfærdsgevinsten pr. provenukrone er den samme for marginale ændringer i alle skattesatser. Optimale er i anførselstegn, fordi det her er optimalt i forhold til det definerede velfærdsmål og ikke som ovenfor i forhold til husholdningernes (individuelle) præferencer.

I en dynamisk model med én repræsentativ uendeligt levende agent og perfekte kapitalmarkeder (svarende til standard Ramsey modellen) er ligevægten Pareto-optimal, hvis der ikke er skatter, imperfektioner eller eksternaliteter. Man kan derfor definere et velfærds- eller efficiensmål, der er svarer til målet i den simple statiske model. Dvs. *velfærdsgevinsten ved en reduktion af en given skattesats defineres som den ækvivalente variation delt med provenu, der opkræves ved lump sum skatten.* Et nyere eksempel på anvendelsen af dette mål i en model med uendeligt levende agenter er Jorgenson & Yun (1993). I forhold til de statiske modeller kan spørgsmålet om den optimale skattestruktur nu udvides til en dynamisk problemstilling, hvor også skattesatsernes optimale udvikling over tid kan belyses. På et givet tidspunkt kan den optimale skattestruktur findes ud fra samme kriterium som i det mest simple eksempel ovenfor. For at

5. En tilstand Pareto-dominerer en anden, hvis mindst en husholdning foretrækker tilstanden og ingen husholdning foretrækker alternativ.

fastlægge den optimale struktur over tid skal den ækvivalente variation delt med den tilbagediskonterede værdi af proventet være identisk for alle marginale ændringer i skattesatser til alle tidspunkter. Hvis der på hvert tidspunkt kun er én forvridende skat, fører dette til, at det optimale er at holde en konstant skattesats over tid (»taxsmoothing«), hvis det marginale velfærdstab som følge af forvridningen er voksende i skattesatsens størrelse. Se Barro (1979).

Antagelserne om perfekte kapitalmarkeder og om, at det er de samme optimerende agenter, der er i økonomien til alle tidspunkter, betyder, at der er Ricardiansk ækvivalens. Det indebærer, at gælds- og lump sum finansiering er ækvivalente. I denne model er det derfor uden betydning for agenternes adfærd om proventet fra skatten tilbageføres periode for periode eller den forrentede værdi af proventet tilbageføres på et senere tidspunkt.

Betragtes i stedet en overlappende generationsmodel – som DREAM – bliver spørgsmålet om den optimale skattestruktur væsentligt mere kompliceret. Den overlappende generationsmodel har for det første flere repræsentative husholdninger. Svarende til eksemplet med den statiske model med flere husholdninger defineres det samlede velfærdsmål som summen over de tilbagediskonterede ækvivalente variationer for de enkelte husholdninger. I tillæg til problemet med, at velfærdsmålet er en simpel sammenvejning af den monetære ækvivalent til husholdningernes nytteændring kommer i denne forbindelse, at husholdningernes ækvivalente variation måles ved tidspunktet for husholdningernes »fødsel«. Derfor skal de ækvivalente variationer tilbagediskonteres for at kunne sammenvejes. Diskonteringsfaktoren bliver afgørende for vægningen mellem fremtiden og nutiden. Problemet er, at det ikke er givet hvilken diskonteringsrate, der skal anvendes, idet renten og tidspræferenceraten generelt afviger fra hinanden. I DREAM, der er en model for en lille åben økonomi, er renten givet som en eksogen verdensmarkedsrente. Denne rente er højere end tidspræferenceraten. Den rene tidspræference rate er lavere end den husholdningerne anvender, idet husholdningens medlemmer i hver periode står over for en aldersafhængig dødsrisiko, som der tages højde for, når husholdningen foretager det optimale valg af forbrug over livsforløbet. Et muligt mål for diskonteringsraten for de ækvivalente variationer kunne derfor være den rene tidspræferencerate. Et andet kunne være tidspræferenceraten tillagt den gennemsnitlige dødssandsynlighed i befolkningen, mens et tredje kunne være renten. I denne artikel vælges at diskontere med renten. Det betyder, at fremtidige generationer vægtes lavere i velfærdsmålet end hvis en af de to øvrige diskonteringsrater havde været anvendt. Argumentet for dette valg er, at den offentlige sektor står over for denne rente, hvis den skulle foretage de potentielle intertemporale omfordelinger, der ligger til grund for sammenvejningen af de enkelte generationer ækvivalente variationer. Det er derfor – når renten anvendes som diskonteringsrate – muligt at lave en in-

tertemporal udgave af Hick's kompensationstest. Hvis den aggregerede velfærdsgevinst er positiv er det hypotetisk muligt for den offentlige sektor at omfordele velfærdsgevinsten til alle generationer via intertemporale transfereringer.

Et tredje problem ved velfærdsålet i overlappende generationsmodeller vedrører finansieringen af skattereduktionen. Som ovenfor betyder den Ricardianske ækvivalens i Ramsey-modellen med uendeligt levende agenter, at timingen i opkrævningen af lump sum skatten til finansiering af reduktionen af skattesatsen er uden betydning. Lump sum skatten er derfor en ikke forvridende skat i denne model. Det er ikke tilfældet i den overlappende generationsmodel (uden altruistisk arv).⁶ Her betyder den tidsmæssige placering af lump sum finansieringen, at den aggregerede opsparing ikke blot modsvarer udviklingen i den offentlige gæld. Det skyldes, at den enkelte generations beslutninger om forbrug afhænger af, om den forventer at være i live på tidspunktet for lump sum skattens opkrævning. De generationer, der ikke forventer at være live, vil ikke tilpasse forbruget. Konklusionen er altså, at effekten af reduktionen i den forvridende skat kommer til at afhænge af finansieringsformen. Man skal derfor være opmærksom på, at velfærdsålet også er påvirket af finansieringsantagelsen.

I denne artikel antages, at reduktionen i skattesatsen finansieres periode for periode med en lump sum skat. Det valgte mål for velfærdseffekten af en reduktion i en given skattesats er derfor defineret som: *Summen af den (med renten) tilbagediskonterede værdi af den ækvivalente variation for de enkelte generationer af husholdninger delt med den (med renten) diskonterede værdi af det samlede provenu, der opkræves ved lump sum skatten på ethvert tidspunkt.* Vi kalder dette begreb for den gennemsnitlige velfærdsgevinst (GVG) og det er matematisk defineret som

$$GVG = \frac{EV}{LS} \quad (1)$$

hvor nævneren LS er nutidsværdien af lump sum skatterne, og EV er summen af den (med renten) tilbagediskonterede værdi af den ækvivalente variation for de enkelte generationer af husholdninger.

Andre forfattere definerer alternative mål for velfærdseffekterne. Auerbach & Kottlikoff (1987) introducerer en omfordeling mellem generationer, således at alle generationer, som er i live på tidspunktet, hvor ændringen indtræffer, har uændret livstidsnytter. Alle generationer, der indtræder på arbejdsmarkedet på tidspunktet for indgrebet eller senere, får identiske nytter. Hvis skatteændringen leder til en velfærdsstigning

6. Barro (1974) viser, at i en overlappende generationsmodel med altruistisk arvemotiv vil lump sum beskattningen være ækvivalent med (temporær) gældsfinansiering. Pointen er, at det altruistiske arvemotiv får modellen til at virke som en model med uendeligt levende agenter.

stiger alle fremtidige generationers nytte derfor. Jo større denne stigning er jo bedre er reformen.⁷ Målet har den indlysende fordel, at det er unødvendigt at veje generationers nytte sammen. Faktisk kan målet ses som en analyse, hvor den hypotetiske omfordeling, der ligger bag Hicks's kompenstationstest rent faktisk gennemføres sammen med skatteændringen. Som et rent efficiensmål kan beregningen være til stor nytte. Man skal dog som nævnt være opmærksom på, at lump sum omfordelingen i sig selv påvirker resultatet. Når vi ikke vælger dette mål, skyldes det hovedsageligt, at vi er interesseret i såvel den samlede velfærdseffekt som de intergenerationelle fordelings effekter af ændringen i skattestrukturen, og den sidste effekt forsvinder i de intergenerationelle omfordelinger, der følger af målets definition.

Endelig skal det nævnes, at Keuschnigg (1992) betragter en to periodes overlappende generationsmodel og i denne isolerer effekten fra lump sum finansieringen på den intergenerationelle fordeling. Metoden, der er den teoretisk korrekte til at isolere effekten af skatteændringen, kan ikke generaliseres til den betydeligt mere komplekse dynamiske struktur i DREAM. Endvidere giver målet ikke et samlet velfærdsmål, men et mål pr. generation, hvorfor vi her anvender det mere simple mål (1).

Konklusionen er, at det anvendte velfærdsmål ikke kan stå alene, men må suppleres med de intergenerationelle fordelings effekter, og at målet ikke er et rent mål for effekten af ændringen i skattesatsen, men tillige indeholder effekter fra den valgte periodefor-periode lump sum finansiering. For at komme af med den sidste effekt burde parvise ændringer i to forvridende skatter betragtes samtidigt. Det betyder imidlertid en kraftig forøgelse af antallet af relevante kombinationer. Det er endvidere vores opfattelse, at en kombination af de her viste mål giver et (forholdsvis) retvisende billede af at skifte en forvridende skat ud med en anden.

3. DREAM-modellen

Den anvendte modelversion svarer til Pedersen m.fl. (1998) på nær, at modellen er udbygget med eksogen vækst og inflation. Denne version af DREAM har to produktionssektorer (en privat og en offentlig ejet), en pensionssektorssektor, en offentlig sektor, en udenlandsk sektor og en husholdningssektor. For at holde gennemgangen af modellen så simpel som mulig beskrives kun de relevante dele af modellen i en simplificeret steady state version uden vækst og inflation.⁸ Udbudssiden kan beskrives udelukkende ved den private produktionssektor, da produktionen og adfærden i den offentlige produktionssektor er stort set upåvirket af de her udførte eksperimenter. Efterspørgselsiden består af husholdningssektoren med de overlappende generationer og udlandet.

7. Bovenberg (1993) foreslår et tilsvarende mål, dog stilles alle generationer – også de der er i live på tidspunktet for ændringen – uniformt bedre.

8. En mere detaljeret gennemgang af en forsimplet DREAM gives i Pedersen og Rasmussen (2001).

3.1 Udbudssiden

I DREAM antages perfekt kapitalmobilitet, fast valutakurs, og at kapitalindkomstbeskatningen er bopælsbestemt. I ligevægt er den indenlandske rente da lig med verdensmarkedsrenten r . På varemarkederne antages, at indenlandske og udenlandske varer er imperfekte substitutter. Af fremstillingsmæssige grunde kan man forestille sig en numerisk høj substitutionselasticitet, som betyder, at forholdet mellem indenlandske og verdensmarkedets priser er konstant. Dette prisforhold kaldes p .

Den repræsentative virksomhed i den private produktionssektor er et aktieselskab. Aktierne ejes af både husholdningerne og pensionselskaberne. Da modellen ikke har et egentligt aktiemarked bestemmes virksomhedens værdi ud fra en arbitragebetingelse mellem obligationsafkastet efter skat og aktieafkastet efter skat for den marginale investor, som er et pensionselskab. Virksomheden udbetaler løbende det cash flow (i form af dividender), som ikke bruges til investeringer. Forholdet mellem egenfinansiering via tilbageholdte profitter og gældsfinansiering er holdt konstant for at undgå en hjørneløsning, hvor kun den ene finansieringsform benyttes.

Givet de eksogene r og p bestemmer den repræsentative virksomheds førsteordensbetingelser kapital-arbejdskraftforholdet k , materiale-arbejdskraftforholdet m og lønnen w . Givet lønnen bestemmer husholdningerne udbuddet af arbejdskraft og dermed produktionen og inputtene i produktionen.

Usercost på kapital målt netto for fysiske afskrivninger på kapital $s(p, r)$ kan deles op i tre dele; omkostningen ved finansiering s^r , omkostningen ved afskrivninger s^δ og omkostningen ved installation af kapital. s^ϕ

$$s(r, p) = s^r(r, p) + s^\delta(r, p) + s^\phi(p) \quad (2)$$

$$s^r(r, p) = \frac{p^I(p)}{p} r \left(g + \frac{(1-t^r)}{(1-t^g)(1-t^c)} (1-g) \right) \quad (3)$$

$$s^\delta(r, p) = \frac{p^I(p)}{p} \frac{(1-t^r)rt^c(\hat{\delta} - \hat{\delta})}{(1-t^c)((1-t^r)r + (1-t^g)\hat{\delta})} \quad (4)$$

hvor t^c er selskabsskatten, t^r og t^g er hhv. pensionskassernes skat på renteindtægter og kursgevinster, $p^I(p)$ er prisen på nyinvesteringer, g er gældsfinansieringsandelen, $\hat{\delta}$ og δ er hhv. den skattemæssige og den faktiske afskrivningsrate på kapital. Omkostningen ved finansiering, s^r er $\frac{p^I(p)}{p} r$, som er finansieringsudgiften korrigeret for den forskellige skattemæssige behandling af finansieringsformerne. Omkostningen ved afskrivningerne er forskellen mellem den faktiske afskrivningsrate δ og den skattemæs-

sige $\hat{\delta}$, korrigeret for beskatning af den marginale investor. I denne modelversion, hvor der kun er en type kapital, er de skattemæssige afskrivninger højere end de faktiske, hvorved afskrivningsomkostningen sænker usercost på kapital. Desuden optræder en omkostning ved installation af kapital ς^ϕ , som skyldes, at der i DREAM er installationsomkostninger ved kapital.

Arbejdsudbuddet i denne modelversion skal ses som en lønkurve bestemt af en fagforening. Lønkurven for en generation bliver en parallelforskydning af generationens eget arbejdsudbud

$$\ell_a = \left(\frac{(1-t^w)W_a - (1-t^b)b}{\varphi_a P^c} \right)^\gamma \quad (5)$$

hvor ℓ_a er generation a 's faktiske beskæftigelse, $(1-t^w)W_a$ er lønnen efter skat, $(1-t^b)b$ er dagpenge efter skat, P^c er forbrugerprisindekset, φ_a er en skalaparameter og γ er elasticiteten i arbejdsudbudet.

3.2 Efterspørgselsiden

Efterspørgselsiden repræsenteres af 85 generationer fra de 17-årige til 101-årige. Hver generation repræsenteres af en husholdning, hvis størrelse over tid følger en befolkningsprognose fra Danmarks Statistik. Generationens efterspørgsel fastlægges ud fra en Keynes-Ramsey regel⁹ (6), som bestemmer forbrugsprofilen over livet og en intertemporal budgetbetingelse (7). Matematisk haves

$$C_{a+1} = \left(\frac{1 + \tilde{r}}{1 + \theta_a} \right)^S C_a, a \in [17, 18, \dots, 75] \quad (6)$$

$$\sum_{i=a}^{75} R_{a-1,i} P^c C_i = a_{a-1} + H_{a-1} - L_{a-1} \quad (7)$$

hvor C_a betegner det samlede forbrug korrigeret for disnytte af arbejde for generationen med alderen a , S er den intertemporale substitutionselasticitet, \tilde{r} er generationens gennemsnitlige rente efter skat, og θ_a er tidspræferenceraten korrigeret for den aldersspecifikke døds sandsynlighed. I ligning (7) betegner $R_{a-1,i}$ diskonteringsfaktoren, L_{a-1} nutidsværdien af fremtidige lump sum skatter, og endelig er a_{a-1} og H_{a-1} henholdsvis den finansielle formue og humankapitalen. Humankapitalen er den tilbage-

9. Ligningen er opskrevet i en forsimplet form. Her ses blandt andet bort fra planlagt videregivelse af arv.

Tabel 1. Eksogene parametre.

Vækst	N	1.5%
Inflation	π	1.5%
Rente	R	5.56%
Arbejdsudbudselasticitet	γ	0.1
Tidspræferenceraten	θ	0.0005
Intertemporal substitutionselasticitet	S	0.71
Eksporteftersp. elasticitetet	σ^X	-5
Importeftersp. elasticitetet	σ^M	5

diskonterede værdi af fremtidige ikke-rente indkomster (ekskl. lump sum skatter). En generations finansielle formue er den samlede nettoværdi af generationens aktie- og obligationsbeholdning.

Når en generation bliver 76 år ophører den med at planlægge, giver sin resterende formue videre som arv og lever i de efterfølgende perioder af sin løbende indkomst, indtil den per antagelse ophører med at eksistere som 101-årig.

Som det ses af lønkurven (5) og Keynes Ramsey reglen (6) haves ingen indkomstefekt på arbejdsudbudet. Det skyldes, at nyttefunktionen er separabel i forbrug og fritid (her disnytte af arbejde).

3.3 Kalibrering og data

DREAM modellen er dynamisk kalibreret til den danske økonomi med 1998 som udgangspunkt. Modellens initiale ligevægt reproducerer makrodata fra nationalregnskabet i 1998 og derudover mikrodata fra 1998 f.eks. en formueprofil og private individuelle pensionsformuer. Interessante og relevante parametre fra den dynamiske kalibrering fremgår af tabel 1 ovenfor. Den intertemporale substitutionselasticitet S er kalibreret for at ramme en forbrugsprofil over generationer i 1998. Det er derfor ikke muligt at ændre denne parameter. I nyere versioner af DREAM er S blevet egentlig eksogen og kan vælges ud fra empiriske analyser.¹⁰

4. Marginale skattnedsættelser

I dette afsnit gennemgås de makroøkonomiske effekter og de intergenerationelle velfærdseffekter af en 5 procents skattereduktion for hver af de tre skattesatser.

4.1 Momsen

I tabel 2 ses makroeffekterne af momsnedsættelsen i procent af det dynamiske kalibreringsforløb. Som gennemgået ovenfor er langsigtsligevægten i DREAM i ganske

10. Se Pedersen (2001) for en diskussion af kalibreringsprocessen.

Tabel 2. Permanent nedsættelse af momsen med 5%.

Afvigelse fra grundforløb i pct.	Tidspunkt i år				
	5	10	20	45	∞
Privat forbrug	0.326	0.272	0.190	0.037	-0.032
BFI real	0.048	0.069	0.088	0.099	0.102
Beskæftigelse	0.095	0.096	0.098	0.099	0.099
Privat kapitalapparat	0.035	0.059	0.083	0.102	0.106
Privat formue	-0.137	-0.381	-0.852	-1.599	-1.794
Fordringer på udland ^(a)	-0.617	-1.077	-1.788	-2.700	-3.295
Lump sum skat pr hoved ^(b)	1224	1250	1289	1337	1445

Noter: ^(a) Måles som ændring i pct. af BFI i grundforløb. ^(b) Måles i vækst- og inflationskorrigerede kroner.

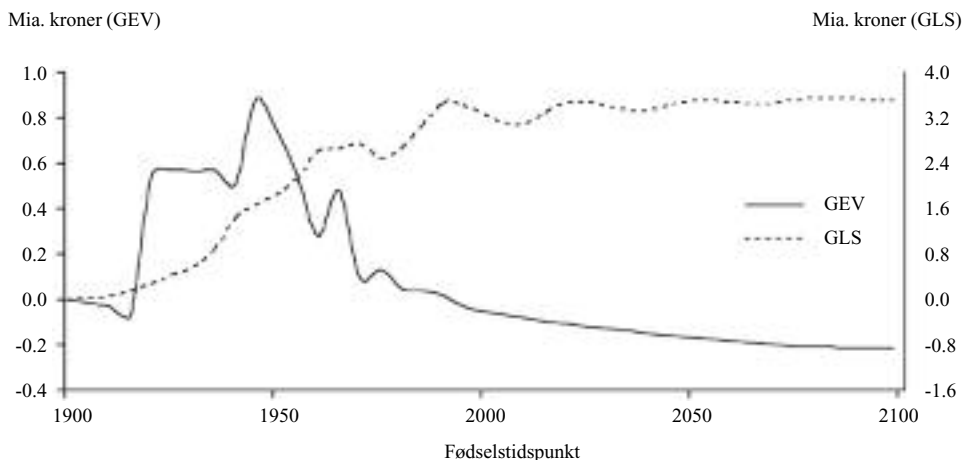
høj grad udbudsbestemt. Ændringer i generationernes efterspørgsel slår derfor mest ud i den private formueakkumulation og derigennem i stillingen overfor udlandet.

4.1.1 Udbudssiden

Momsnedsættelsen øger gevinsten ved at arbejde, da forskellen mellem reallønnen efter skat og reale dagpenge efter skat stiger. Alle generationer øger arbejdsudbuddet. Den private virksomheds ønskede input-arbejdskrafts forhold er uændret, da momsen ikke indgår i virksomhedens førsteordensbetingelser. Stigningen i arbejdsudbuddet vil derfor betyde en stigning i materiale inputtet, beskæftigelsen og i investeringerne. På grund af installationsomkostningerne ved kapital øges kapitalindsatsen gradvist, hvorved også produktionen vokser gradvist over tid. Den forudsete stigningen i produktionen betyder større fremtidige dividender, og da alle agenter har perfekt forudseenhed, vil disse umiddelbart blive kapitaliseret i aktiekursen.

4.1.2 Efterspørgselssiden

Effekten af momssænkningen på efterspørgslen kan deles op i tre, se ligningerne (6) og (7); en real humankapitaleffekt, en real finansiell formueeffekt og en finansierings-effekt. (1) Alle generationer vil opleve en stigning i den reale humankapital ved, at beskæftigelsen stiger, og forbrugerprisindekset falder. (2) De nulevende generationer får en pludselig engangsgevinst på deres finansielle formue (»Windfall gains«), ved at aktiekursen stiger, samtidig med at købekraften af den finansielle formue stiger på grund af momsfaldet. (3) Finansieringseffekten opstår ved, at identiske lump sum skatter per hoved implicerer, at ældre generationer med højt forbrug får en nettoskattelettelse på bekostning af de yngre generationer. Da yngre generationer forudser, at de som ældre vil få en tilsvarende skattelettelse, vil de ikke reducere deres forbrug svarende til skatte-



Figur 1. GEV og GLS ved momsens.

stigningen. Makroeffekten (over generationer på et givet tidspunkt) er, at forbrugskvoten ud af løbende indkomst efter skat stiger.

Stigningen i både real humankapital og real finansiell formue forøger det aggregerede forbrug initialt. Det betyder en stigning i skatteprovenuet og derved en reduktion i den nødvendige lump sum finansiering. Det fremtidige aggregerede forbrug falder, hvilket skyldes, at de initiale generationer (der modtager de initiale formuegevinster) gradvist uddør, og at de enkelte generationer har en lavere opspringskvote som unge – hvorfor den aggregerede formue gradvist reduceres. Da den indenlandske efterspørgsel efter kapital stiger i kraft af stigningen i beskæftigelsen, og den private opsparing falder, bliver nettofordringerne på udlandet forringet.

4.1.3 Velfærd

I figur 1 ses den ækvivalente variation (GEV) og de samlede lump sum skatter (GLS) for hver generation. Begge er beregnet i vækst og inflationskorrigerede enheder.¹¹ Generationen, der er født i 1986 er 17 år og indtræder derfor som selvstændig husholdning ved implementeringen af momsnedsettelsen i 2003. Denne og senere generationer lever derfor en fuld periode som selvstændig husholdning efter, at moms-sænkningen er gennemført

Med den anvendte finansieringsregel vil momsnedsettelsen give anledning til en intergenerational omfordeling af skattebyrden fra de nulevende til de fremtidige gene-

11. Vækst- og inflationskorrigerede størrelser betyder, at der for nominelle størrelser er set bort fra en årlig vækst på godt 3 procent, mens der for reale størrelser er set bort fra en årlig (produktivtets)vækst på 1,5 procent.

rationer. De nulevende generationer med finansiell formue (dvs. de midaldrende) får en skattelettelse, som indirekte via reduktionen i lump sum skatterne også bliver en skattelettelse for de øvrige nulevende generationer. Derfor stilles de nulevende midaldrende bedst, mens de unge nulevende generationer kun stilles lidt bedre.¹² De nulevende husholdninger over 76 år stilles dårligere, da deres nettoskattebetaling stiger, fordi de har et relativt lille forbrug pr. individ. Næsten alle fremtidige generationer stilles dårligere, dels pga. den lavere opsparing, som betyder, at formuen i økonomien gradvist falder, og dels pga. en lavere indkomst efter skat, fordi lump sum skatterne er højere end besparelsen ved den lavere moms. Da de nutidige generationer vægter mere end de fremtidige generationer i den aggregerede ækvivalente variation bliver EV 4,92 mia. kroner. Nutidsværdien af lump sum skatterne bliver 51,1 mia. kroner. Det betyder, at GVG målet bliver 9,62 øre pr. provenukrone.

4.2 *Bundskatten*

Bundskatten i modellen indbefatter skatten på løn, dagpenge, forskellige pensioner, efterløn, overgangsydelse og andre skattepligtige offentlige overførsler, men ikke nogen former for kapitalindkomst.

4.2.1 *Udbudssiden*

Nedsættelsen af bundskatten med 5 procent medfører den samme absolutte sænkning i både skattesatsen på dagpenge og lønindkomst, hvorved marginalgevinsten ved at arbejde stiger mere end den marginale gevinst fra dagpenge. Udbudseffekten er kvalitativt den samme som i momseksemplet ovenfor. Bemærk, at effekten på beskæftigelsen er begrænset, fordi også skatten på dagpenge reduceres.

4.2.2 *Efterspørgselssiden*

Den højere beskæftigelse giver de nulevende generationer i arbejdsstyrken og alle fremtidige generationer en stigning i humankapitalen. De nulevende generationer med finansiell formue oplever en positiv formueeffekt via kursgevinster på deres aktier. Finansieringseffekten udgøres af omfordelingen af skattebyrden fra de midaldrende generationer med store arbejdsindkomster til de unge og gamle generationer. De unge generationer kan kompensere for omlægningen af skattebyrden over livet ved at spare mindre op. De ældre generationer har ingen muligheder for at ændre opsparingsadfærd og oplever derfor et indkomstfald efter skat.

12. GEV kurvens toppede udseende mellem 1931 og 1981 skyldes den initiale fordeling af finansiell formue. Generationen, der født 1966 har initialt positiv finansiell formue, mens generationerne der er født i hhv. 1961, 1971 og 1976 har negativ finansiell formue og derfor haves det lokale maksimum ved 1966. De svage svingninger i kurverne for generationer født efter 1981 skyldes forskelle i generationernes størrelse som følge af den generelle befolkningsudvikling.

Tabel 3. Permanent nedsættelse af bundskatten med 5%.

Afvigelse fra grundforløb i pct.	Tidspunkt i år				
	5	10	20	45	∞
Privat forbrug	0.237	0.266	0.317	0.323	0.281
BFI real	0.131	0.192	0.249	0.292	0.249
Beskæftigelse	0.267	0.265	0.267	0.276	0.234
Privat kapitalapparat	0.115	0.189	0.270	0.310	0.274
Privat formue	0.175	0.117	-0.012	-0.201	-0.146
Fordringer på udland ^(a)	-0.350	-0.521	-0.739	-0.739	-0.557
Lump sum skat pr hoved ^(b)	2568	2550	2548	2654	2393

Noter: ^(a)Måles som ændring i pct. af BFI i grundforløb. ^(b)Måles i vækst- og inflationskorrigerede kroner.

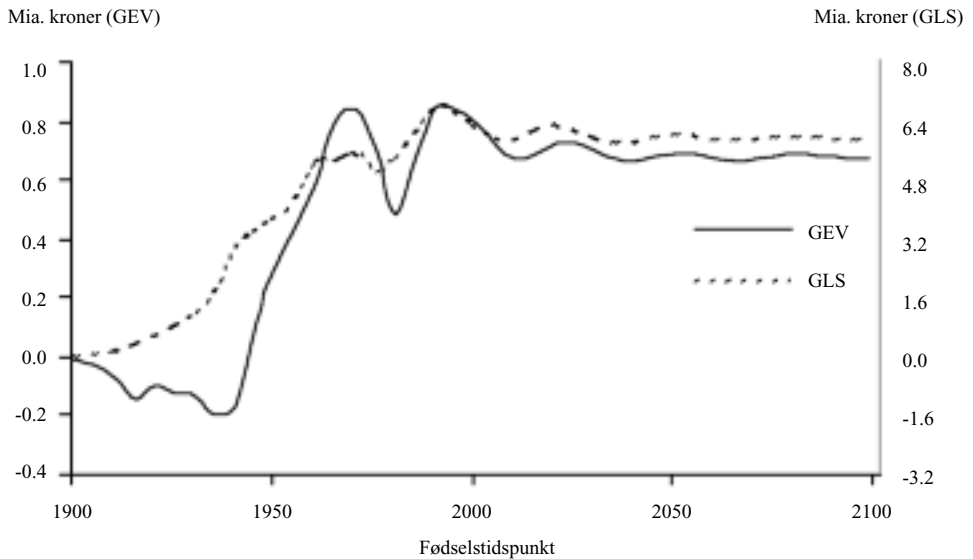
Stigningen i humankapitalen hæver makroforbruget permanent. I tillæg til denne effekt betyder den ændrede beskatning over livsforløbet, at de enkelte generationer sænker deres opsparing, da skattelettelsen især kommer midaldrende generationer til gode. Disse årgange har det største samlede privatforbrug, fordi de repræsentative husholdninger har flest medlemmer i disse årgange (voksne plus hjemmeboende børn). Der er derfor ikke i samme omfang behov for at spare op til at opretholde dette forbrug. Over tid betyder den lavere opsparing, at den private sektors formue reduceres, og dette fører isoleret set til et fald i makroforbruget over tid. Humankapitaleffekten dominerer dog, og resultatet er, at makroforbruget stiger også på langt sigt.

4.2.3 Velfærd

I figur 2 ses GEV og GLS for bundskattereduktionen. Det ses, at alle fremtidige generationer stilles bedre pga. stigningen i humankapitalen, mens kun de af de nulevende generationer, som stadig er i arbejdsstyrken, stilles bedre. Det skyldes, at de ældre nulevende generationer har en relativ lille bundskattepligtig indkomst, hvorfor lump sum skatterne overstiger skattelettelsen. Den aggregerede ækvivalente variation er på 9,28 mia. kroner, mens nutidsværdien af lump sum skatterne er 97,79 mia. kroner. Det betyder at GVG målet er på 9,49 øre pr provenukrone.

4.3 Selskabsskatten

Virksomhederne beskattes af omsætningen fratrukket udgifter til materialer og løn og korrigeret for skattemæssige afskrivninger på kapitalapparatet. Grundlaget for selskabsskatten afviger fra »pure profit«, så selskabsskatten påvirker virksomhedens adfærd.



Figur 2. GEV og GLS ved bundskatten.

4.3.1 Udbudssiden

Selskabsskatten påvirker usercost på kapital, jf. ligning (2). I steady state reduceres finansieringsomkostningen, ς' med 1,11 procent, da virksomheden kan fastholde egenfinansieringsprocenten af et givet investeringsniveau ved at tilbageholde færre dividender på grund af skattelettelsen. På den anden side vil den skattemæssige værdi af afskrivningerne falde. Omkostningerne ved afskrivningerne ς^δ stiger med 1,20 procent. Samlet stiger usercost på kapital med 0,09 procent. Dette giver anledning til skatteparadokset.¹³ Sammenlagt får sænkningen af selskabsskatten virksomhederne til at ønske et lidt lavere kapital-arbejdskraftsforhold k og materiale-arbejdskraftsforhold m . Da lønnen og dermed beskæftigelsen er tilnærmelsesvis konstant, fås et begrænset produktionsfald. Aktieværdien stiger på trods af aktivitetsfaldet, da virksomhedernes fremtidige skattemæssige overskud beskattes lempeligere.

4.3.2 Efterspørgselsiden

Hovedeffekten af selskabsskattesænkningen på efterspørgselsiden er en stigning i aktiekurserne, som kommer de nuværende ejere af aktierne til gode. Effekten på humankapitalen er tilnærmelsesvis nul.

13. Eksistensen af skatteparadokset skyldes aggregering over kapitaltyper. I nyere versioner, hvor der opereres med flere typer produktionskapital, optræder skatteparadokset ikke.

Tabel 4. Permanent nedsættelse af selskabsskatten med 5%.

Afvigelse fra grundforløb i pct.	Tidspunkt i år				
	5	10	20	45	∞
Privat forbrug	0.391	0.287	0.122	-0.135	-0.205
BFI real	0.010	-0.004	-0.022	-0.032	-0.030
Beskæftigelse	0.002	0.000	-0.003	-0.006	-0.006
Privat kapitalapparat	-0.031	-0.052	-0.076	-0.081	-0.077
Privat formue	1.453	1.104	0.398	-0.630	-0.935
Fordringer på udland ^(a)	-0.689	-1.266	-2.230	-3.481	-3.899
Lump sum skat pr hoved ^(b)	218	244	290	309	335

Noter: ^(a)Måles som ændring i pct. af BFI i grundforløb. ^(b)Måles i vækst- og inflationskorrigerede kroner.

Formuegevinsten omsættes i øget forbrug, hvorfor det samlede skatteprovenutab initialt bliver relativt beskedent. Lump sum skatterne er derfor små i starten, men vokser over tid, når de generationer, som har fået kapitalgevinsterne på aktier, gradvist forsvinder. Desuden vil den lavere fremtidige aktivitet betyde lavere skatteindtægter og dermed endnu højere lump sum skatter. Finansieringen rammer altså de fremtidige generationer hårdere end de nulevende generationer.

Forbruget stiger initialt men falder over tid relativt til udgangsforløbet. Den private formue stiger også initialt pga. kursgevinsterne, men over tid falder den samlede private formue relativt til udgangsforløbet, fordi de fremtidige generationernes indkomst efter skat reduceres, hvilket reducerer opsparingen.

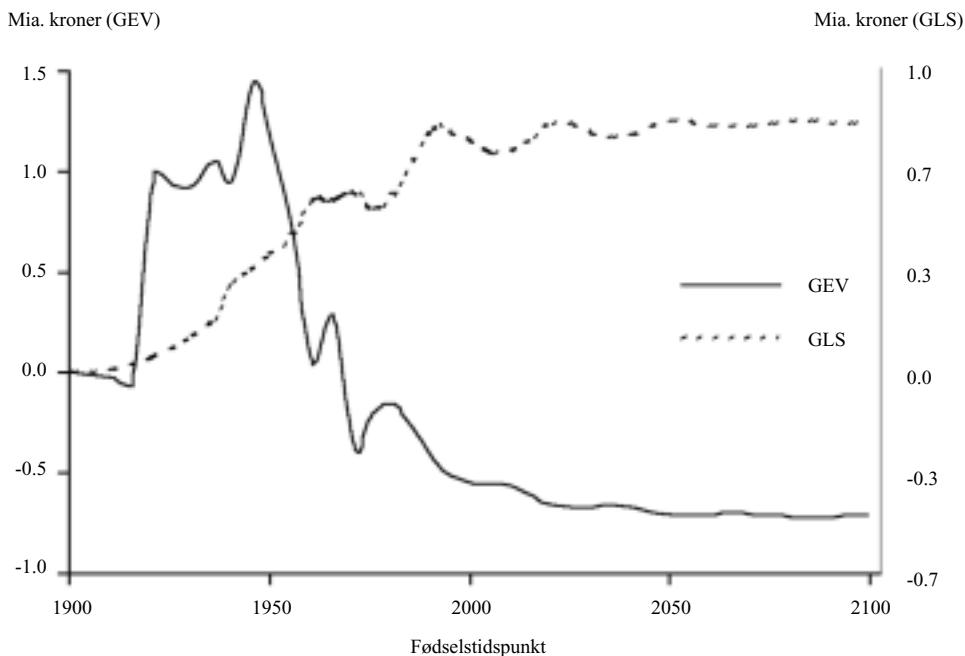
4.3.3 Velfærd

De nulevende generationer med finansiel formue stilles bedre pga. kursgevinsterne. Alle de fremtidige og de unge nulevende generationer oplever en stigning i lump sum skatterne og stilles derfor dårligere. Den givne omlægning af selskabsskatten bliver en intergenerational omfordeling af skattebyrden og dermed velfærden.

Den aggregerede ækvivalente variation stiger med 2,64 mia. kroner, mens nutidsværdien af lump sum skatterne er 11,52 mia. kroner. Det betyder, at GVG-målet bliver 22,94 øre pr. provenukrone. Det bør i den sammenhæng erindres, at der anvendes en høj diskonteringsrate.

5. Sammenligning af værdierne af GVG målene

De marginale velfærdsgevinster ved en 5 procents sænkning af hhv. momsen og bundskatten er 9,62 og 9,49 øre pr. provenukrone. På udbudssiden forvrider begge skatter arbejdsudbudsbeslutningen, og på efterspørgselsiden reducerer begge skatter



Figur 3. GEV og GLS ved selskabsskatten.

forbruget gennem reduktionen i realindkomsten efter skat. Forskellen på de to skatters effekt er derfor hovedsagelig, at det er forskellige generationer, der får gevinst ved skattereduktionen. At de to velfærdsgevinster er tilnærmelsesvist ens, er betinget af den anvendte diskonteringsrate. Ved anvendelse af en lavere diskonteringsrate ville velfærdsforbedringen blive større for bundskatten og mindre for momsens. Man skal derfor ikke overvurdere betydningen af, at velfærdsgevinsterne har samme kvantitative størrelsesorden.

I bundskattetilfældet hidrører den samlede velfærdsgevinst fra, at alle de nulevende generationer i arbejdsstyrken og alle fremtidige generationer stilles bedre, da deres beskæftigelse er stiger. De eneste, som taber, er de nulevende ældre generationer, der står udenfor arbejdsmarkedet. I momstilfældet kommer velfærdsgevinsten hovedsageligt fra en initial engangsformuegevinst, som skyldes skattelettelsen til de nulevende midaldrende generationer. Derfor stilles de nulevende midaldrende generationer bedre på bekostning af de fremtidige generationer, men da fremtiden diskonteres stiger den samlede velfærd alligevel.

I tilfældet med selskabsskatten er der en betydelig velfærdsgevinst ved en skattereduktion. Det er bemærkelsesværdigt, at denne gevinst i høj grad fremkommer ved

fremrykning af det aggregerede forbrug fra fremtidige generationer til nuværende generationer. Produktionsvirkningerne er i dette tilfælde ganske begrænsede. Igen er det kvantitative resultat ganske afhængigt den valgte diskontering.

På grund af de store forskelle i de intergenerationelle omfordelinger mellem de forskellige skattekloder og den manglende entydighed i valget af diskonteringsrate giver analysen ikke grundlag for at konkludere, at der generelt er større velfærdsgevinster ved at sænke selskabsskatten end ved at sænke f.eks. bundskatten. Den optimale sammensætning af skattestrukturen vurderet ud fra det aggregerede velfærdsmål afhænger derfor i meget høj grad af vægtingen af fremtidige generationer over for nuværende generationer.

Litteratur

- Auerbach, A. og L. Kottlikoff. 1987. *Dynamic Fiscal Policy*, Cambridge University Press.
- Barro, R. 1974. Are Government Bonds Net Wealth, *Journal of Political Economy* vol. 82 (6), s. 1095-1118.
- Barro, R. 1979. On the determination of public debt, *Journal of Political Economy* vol. 87, s. 941-971.
- Bovenberg, L. A. 1993. Investments-promoting Policies in Open Economies, *Journal of Public Economics* vol. 51, 3-54.
- Jorgenson, D. W. & K.-Y., Yun. 1993. The Excess Burden of Taxation in the US, in A. Knoester, red. *Taxation in the United States and Europe: Theory and Practice*, MacMillan, London.
- Keuschnigg, C. 1992. Intergenerationally Neutral Taxation, *Public Finance* vol. 47 (3), 446-461.
- Madsen, A. D. 2000. Velfærdseffekter ved skattesænkninger i DREAM, *Economic Modelling Working Paper Series* 2000:5, Danmarks Statistik.
- Pedersen, L. H., P. Stephensen og P. Trier. 1998. A CGE Analysis of the Danish Ageing Problem, *DREAM arbejdsrapport*, Danmarks Statistik.
- Pedersen, L. H. 2001. Klassiske kontra intertemporale AGL-modeller – er det et valg mellem data og teori?, *Samfundskøbenhavn* nr. 2., s.17-25.
- Pedersen, L. H. og M. Rasmussen. 2001. Langsigtsmultiplikatorer i ADAM og DREAM, en sammenlignende analyse, *Nationaløkonomisk Tidsskrift* vol. 139, s. 147-165.

Debat og kommentarer

»Afkast og risiko ved aktieinvesteringer på kort og langt sigt«

Tom Engsted

Handelshøjskolen i Århus

Jeg skal hermed kort kommentere artiklen af Nielsen og Risager, »Afkast og risiko ved aktieinvesteringer på kort og langt sigt«, der blev publiceret i Nationaløkonomisk Tidsskrift 139(1), s. 25-41, 2001.

Gødet af 1990'ernes kraftige stigninger på verdens aktiemarkeder, har danskerne de senere år udvist en stadig stigende interesse for aktieinvesteringer, og både private og institutionelle investorer har generelt forøget aktieandelene i deres porteføljer. Nedturen (specielt for IT-aktier) fra og med foråret 2000 lader ikke til at have reduceret denne interesse væsentligt. Analyser af afkast- og risikoudviklingen på aktiemarkedet er derfor højst velkomne. I artiklen fra Nationaløkonomisk Tidsskrift analyserer Nielsen og Risager afkast og risiko ved investeringer i danske aktier, på et datamateriale dækkende perioden 1922-1999. Der ses på afkast over forskellige horisonter, og især fokuseres der på den såkaldte »mean-reversion« effekt i afkast. Artiklens hovedbudskab er, at p.g.a. mean-reversion er aktieinvesteringer gunstigere for investorer med lange investeringshorisonter, end for investorer med korte horisonter. Følgelig bør aktieandelen forøges med investeringshorisonten (s. 40). Dette er ikke et nyt budskab. Blandt praktikere i den finansielle sektor er det endog et udbredt synspunkt, at hvis bare horisonten er lang nok, giver aktier både større afkast og mindre risiko end obligationer (Nielsen og Risager har også i en tidligere artikel fra 1999 argumenteret for dette ekstreme synspunkt).

I det følgende vil jeg argumentere for, at artiklens resultater *ikke* understøtter det synspunkt, at aktier bliver en relativt mere fordelagtig investering, når man forlænger investe-

ringshorisonten, og at dette spørgsmål i det hele taget ikke kan besvares uden at inddrage de alternative investeringsmuligheder (obligationer). Desuden vil jeg påpege, at i relation til artiklens fokus på de lange horisonter, er den valgte definition af »risiko« meget problematisk: Når der ses på afkast over *lange* horisonter, må udsagn om det hensigtsmæssige i at forøge aktieandelen med horisonten, nødvendigvis inddrage det *intertemporale* aspekt i porteføljeallokering, og det faktum, at investeringer i finansielle aktiver (opsparing) i sidste ende sker med henblik på forbrug i senere perioder. Denne basale sammenhæng ignoreres fuldstændig af Nielsen og Risager.

Indledningsvis er der grund til at påpege, at læsningen af artiklen i høj grad besværliggøres af en forvirrende notation og sprogbrug i artiklen. Tre eksempler:

(i) Forfatterne definerer i formel (2) et logaritmisk k -periode afkast, x_{t+k} , fra tid t til $t+k$, som summen af k én-periode afkast: $x_{t+k} = r_{t+1} + r_{t+2} + \dots + r_{t+k}$. Ud fra en antagelse om, at én-periode afkast er hvid støj ($r_{t+1} = \mu + \varepsilon_{t+1}$), udledes følgende udtryk, (5): $x_{t+k} = \mu + x_{t+k-1} + \varepsilon_{t+k}$. Ud fra dette udtryk skriver forfatterne, at x_{t+k} er en random walk, idét »... ændringen, $x_{t+k} - x_{t+k-1}$, er ukorreleret over tid.« (s. 30). Men $x_{t+k} - x_{t+k-1}$ udtrykker *ikke* ændringen i k -periode afkastet. x_{t+k-1} er ikke den laggede værdi af x_{t+k} , men derimod $k-1$ periode afkastet fra t til $t+k-1$. Fler-periode afkast følger ikke en random walk når én-periode afkast er hvid støj! Misen skyldes givetvis, at forfatterne fejlagtigt opfatter random walk modellen som en model for aktieafkast. Det er det ikke; random walk modellen er en model for aktiekursen (dividendejusteret).

(ii) I formelen, (9), for variansen på det 1-årige afkast, optræder $x_t - x_{t-1}$, der defineres som 1-periode afkastet fra $t-1$ til t , med henvisning til formel (2). Men i formel (2) defineres k -periode afkastet som x_{t+k} (se ovenfor), hvorved x_t og x_{t-1} slet ikke giver mening. Formel (9) giver kun mening som en varians på et afkast hvis x_t er den (dividendejusterede) aktiekurs. Men dette er inkonsistent med formel (2).

(iii) I artiklens afsnit 3 anvendes k -års varianser fra tabel 2 bl.a. til beregning af såkaldte »95% konfidensintervaller« omkring det gennemsnitlige afkast. Ud fra en varians på 0,032, udregnes intervallet omkring det gennemsnitlige 1-års afkast på 0,056 til (-0,297; +0,409). Men dette er ikke et konfidensinterval. Et 95% konfidensinterval omkring 0,056 beregnes med anvendelse af variansen på det gennemsnitlige afkast, dvs. 0,032/77 (idet der er 77 årlige 1-års afkast i stikprøven). Dette giver følgende konfidensinterval: (+0,016; +0,096). Det interval forfatterne beregner minder mere om et slags *Value-at-Risk* mål.

Lad os herefter se på det centrale resultat i artiklen, nemlig at der er »mean-reversion« i danske aktieafkast, dvs. at afkast er negativt autokorrelerede sådan at høje (lave) afkast tenderer til at blive efterfulgt af lave (høje) afkast. Det er svært at finde støtte til denne fortolkning i de rapporterede resultater. Tabel 3 i artiklen viser såkaldte »Variance ratio tests« på reale danske aktieafkast. På et 5% signifikansniveau kan en hypotese om ingen mean-reversion ikke forkastes for hverken 2, 3, eller 4 års horisonter. For 2-års horisonten forkastes hypotesen på et 10% niveau, men for 3- og 4-års horisonterne er testene stærkt insignifikante. En efterfølgende regression viser, at afkast udviser signifikant 1.ordens negativ autokorrelation, men at der ikke er signifikant

højere ordens autokorrelation.¹ Konklusionen på dette kan kun være, at der måske er mean-reversion på kort sigt (≤ 2 år), men ingen signifikant mean-reversion på længere sigt (> 2 år). I lyset af dette, forekommer forfatterens afsluttende kommentar ret besynderlig: »Implikationen af mean-reversion er, at det for en risiko-avers investor vil kunne betale sig at forøge aktieandelen med investeringshorisonten. ... Derimod vil det formentlig kun i begrænset omfang være attraktivt at udnytte seriekorrelationen til mere kort-sigtede strategier, ... » (s. 40). Hvis der er mean-reversion på 1-2 års sigt, men ikke på længere sigt, må det da være på 1-2 års sigt, at investorerne skal overveje at forøge aktieandelen, og ikke på eksempelvis 5, 10, eller 20 års sigt.²

Den ovenfor citerede konklusion fra side 40 i artiklen skal også af andre grunde tages med et gran salt. Hvordan kan man tale om, at forøge aktieandelen når man overhovedet ikke diskuterer egenskaberne ved de andre aktiver der indgår i investorerens porteføljer, eksempelvis obligationer? Det er ganske besynderligt, at forfatterne flere steder i artiklen diskuterer optimale porteføljevalg uden på noget tidspunkt at inddrage en analyse af *obligationers* afkast- og risikoegenskaber, herunder obligationsafkasts samvariation med aktieafkast.

Dette fører til min hovedindvending imod artiklen. Grundlæggende tager artiklen udgangspunkt i en traditionel »middelværdi-variens« (M-V) analyse (dog kun implicit; det økonomisk teoretiske udgangspunkt for den valgte definition af »risiko« expliciteres aldrig i artiklen). Dette var i gamle dage almin-

2. Det er endvidere værd at huske på, at selvom datamaterialet strækker sig over en 77 års periode, er der kun hhv. 7 og 3 reelt uafhængige 10-års og 20-års afkast i perioden. Troværdige konklusioner om afkast over lange horisonter kræver meget lange stikprøver! (I den internationale litteratur har man længe været opmærksom på den ganske betydelige usikkerhed, der er forbundet med, at dokumentere lang-sigts mean-reversion i afkast, se eksempelvis Kirby, 1997).

1. Et yderligere test afslører én marginalt signifikant autokorrelationskoefficient ved lag 8 år (udover den signifikante 1.ordens effekt). Dette kan dog næppe siges at give stærke indicier for mean reversion over lange horisonter (alene af den grund, at 8.ordens koefficienten er *positiv!*).

delig praksis i finansieringslitteraturen, og er fortsat i dag standardmodellen for praktikere (ligesom M-V analyse også gennemsyrrer populære bestsellers á la Siegel, 1994). Dette efterlader et væld af problemer, især når man ser på fler-periode afkast over lange horisonter. For det første er en grundlæggende antagelse i M-V analyse, at enten skal investorerne have kvadratisk nytte, eller afkastfordelingen skal være symmetrisk og kun afhænge af middelværdi og varians. Hvis man derfor (som Nielsen og Risager) opererer med *logaritmiske* afkast, er den kvadratiske nyttefunktion den eneste der er konsistent med M-V analyse. Dette er ikke noget stort problem hvis investeringshorisonten er kort, men for lange tidshorisonter, hvor formuevæksten er stor, er den kvadratiske nyttefunktion uanvendelig. Hvis man derfor i stedet anvender »almindelige« én-periode afkast, og antager, at de er normalfordelte, løber man ind i et andet problem, nemlig at fler-periode afkast bliver stærkt højreskæve, hvorved »standardafvigelsen« bliver uanvendelig som mål for risiko. Konklusionen er, at traditionel M-V analyse á la den Nielsen og Risager foretager, *kun* kan foretages hvis man betragter en kort investeringshorisont. Disse ting er detaljeret beskrevet i Albrecht (1998) og Engsted, Nielsen og Tanggaard (1998), (1999).

For det andet inddrager traditionel M-V analyse slet ikke det faktum, at man sparer op (investerer i aktier og andre finansielle aktiver) for at kunne forbruge på et senere tidspunkt. Det intertemporale aspekt er totalt fraværende. I den nyere litteratur om »asset allocation«, eksempelvis Brandt (1999), Campbell and Viceira (1999), forkastes M-V analysen derfor, og optimale porteføljevalg udledes i stedet ud fra intertemporale nyttemaksimeringsmodeller, hvor der eksplicit tages højde for, at finansielle investeringer foretages med henblik på forbrug i senere perioder. Disse analyser inddrager desuden mean-reversion i afkast. I disse modeller er »risiko« ikke defineret ved de individuelle standardaf-

vigelser, men ved afkasts samvariation med forbruget. Analyserne viser, at den optimale aktieandel varierer over tiden, og kan variere med horisonten, men ikke nødvendigvis sådan, at man skal forøge aktieandelen når investeringshorisonten forlænges. I stedet afhænger andelen hovedsagligt af aktiemarkedsindikatorerne (som følge af mean-reversion antagelsen): I de perioder hvor aktieafkastet er relativt højt (som i de sidste år af 90'erne), bør den langsigtede fremadrettede investor have en relativt *lav* aktieandel, fordi de høje aktieafkast signalerer lave fremtidige afkast. I slutningen af 90'erne var, paradoksalt nok, den toneangivende anbefaling hos flere danske aktieanalytikere (inklusive Nielsen og Risager), der argumenterede for mean-reversion, den stik modsatte: Forøg aktieandelen!

For at opsummere:

(i) De empiriske resultater i artiklen giver *ikke* stærke indicier for lang-sigts mean reversion i danske aktieafkast.

(ii) Udsagn vedrørende det hensigtsmæssige i at forøge aktieandelen, når horisonten forlænges, kræver som minimum, at man også inddrager andre aktiver end aktier (eksempelvis korte og lange obligationer, og deres samvariation med aktier).

(iii) Det bagvedliggende teoretiske udgangspunkt for analyserne (M-V modellen) er uanvendeligt når der ses på fler-periode afkast.

(iv) I moderne modeller for aktiv-allokering over korte og lange horisonter, defineres risiko ikke ved aktivernes individuelle standardafvigelser, men ved deres samvariation med investorernes forbrugsudvikling.

Det er tænkeligt, at der er mean-reversion i danske aktieafkast, og der kan bestemte konstrueres plausible modeller, der indebærer, at den typiske investor bør forøge aktieandelen med investeringshorisonten, se eksempelvis Munk og Sørensen, (2001). Men Nielsen og Risagers artikel understøtter på ingen måde disse ting.

Litteratur

- Albrecht, T. 1998. The mean-variance framework and long horizons. *Financial Analysts Journal* 54, July/August, 44-48.
- Brandt, M. 1999. Estimating portfolio and consumption choice: A conditional Euler equations approach. *Journal of Finance* 54, 1609-1645.
- Campbell J.Y., og L. Viceira. 1999. Consumption and portfolio decisions when expected returns are time-varying. *Quarterly Journal of Economics* 114, 433-495.
- Engsted T., J.P. Nielsen og C. Tanggaard. 1998, 1999. Horisontens betydning for den institutionelle opsparing. *Finans/Invest* 8/98 og 3/99.
- Kirby C. 1997. Measuring the predictable variation in stock and bond returns. *Review of Financial Studies* 10, 579-630.
- Munk, C., og C. Sørensen. 2001. Skal investorer med lang investeringshorisont have større aktieandel? 7/01. *Finans/Invest*.
- Siegel, J. 1994. *Stocks for the Long Run*. Irwin.

Svar til Tom Engsted

Steen Nielsen og Ole Risager

Handelshøjskolen i København

Aktiemarkedet er ét af de mest fascinerende markeder at studere. Men det er også et marked, som økonomer ofte har svært ved at bedømme, fordi det i stor udstrækning præges af irrationelle forhold, der er vanskelige at håndtere inden for den traditionelle rationelle modelverden. Modeller med et for stærkt rationelt grundlag virker derfor ofte som en spændetroje, der hindrer indsigt i dette marked. Et eksempel er den såkaldte Consumption-CAPM, der bygger på antagelser om, at agenterne maksimerer en nyttefunktion over uendeligt mange perioder, at de har rationelle forventninger og forstår markederne på lige fod med de professionelle. Ikke overraskende forkastes denne model næsten éntydigt i empiriske studier, se Kocherlakota (1996). På denne baggrund er opstået en stærk bevægelse væk fra neoklassisk inspirerede modeller i retning af såkaldt behavioural finance, som i stedet inspireres af faktiske observationer af markeder og individer, se Hirshleifer (2001).

For mere end fire år siden begyndte vi at studere de danske aktie- og obligationsmarkeder. Nogle af vore resultater, vi har opnået, er sammenfattet i artikelen, se også Nielsen og Risager (2001), som Engsted kommenterer – desværre uden for alvor at ville gå ind i substansen. Men selv Engsted, der er stærk tilhænger af den traditionelle tankegang og i

denne sammenhæng specielt af Consumption-CAPM, er alligevel blevet påvirket af det centrale budskab i vores arbejde gennem de seneste fire år. Han når nemlig afslutningsvis frem til at konstatere, at »det er tænkeligt, at der er mean-reversion i danske aktieafkast«, men skynder sig at tilføje, at den indsigt skal vores forskningsprojekt naturligvis ikke have nogen som helst kredit for!

Forinden har Engsted forsøgt at hvirvle en del støv op, der skal bortlede læserens opmærksomhed fra essensen i vores arbejde; af pladshensyn vil vi derfor ikke bruge megen tid på det,¹ men i stedet gå direkte til det afsnit i Engsteds indlæg, der begynder med sætningen: »Lad os herefter se på det centrale resultat i artiklen, nemlig at der er mean reversion i danske aktieafkast«. Vi vil her fokusere på tre centrale forhold:

1. Variance-Ratio (V-R) testet viser på 6% signifikansniveau, at der er mean reversion for en investeringshorisont på 2 år og på 13% niveau, at der er mean reversion på 3 års horisonten. Ljung-Box (L-B) viser, at der er mean reversion på 2% niveau, når der er et lag i af-

1. Med hensyn til artiklens notation og konsistensen heri skal det blot nævnes, at den er identisk med notationen i Campbell, Lo og MacKinlay (1997), som er en gængs lærebog på området.

kastprocessen; med to lags er der på 6% niveau også afvigelse fra Random Walk og støtte for mean reversion; desuden er der afvigelse fra Random Walk helt ned på 3% niveau, når vi tillader 9 og 10 lags i afkastprocessen og endelig på 5% og 6% niveau, når vi har 11 og 12 lags i afkastprocessen. I modsætning til hvad Engsted skriver, er der altså ifølge Ljung-Box signifikant højereordens negativ autokorrelation i data.

2. Derudover er det vigtigt at forstå, at både V-R og L-B testet er biased i retning af at konkludere til fordel for Random Walk og imod mean reversion hypotesen. Det viser vi i tabel 5, som Engsted desværre slet ikke forholder sig til. Budskabet er følgende: Antag at aktiemarkedet udviser mean reversion, og at processen kan beskrives ved en enkel negativ førsteordens AR proces. Vil vi da opdage afvigelsen fra Random Walk, hvis vi tester hypotesen i en endelig stikprøve? Svaret er nej, medmindre stikprøven er stor. I en stikprøve med 75 observationer, hvilket svarer til vores, vil L-B testet med 42% sandsynlighed fejlagtigt acceptere Random Walk og forkaste mean reversion!² Det er indlysende, at en balanceret vurdering af vores resultater bør tage dette forhold i betragtning.

3. De andre historiske studier af det danske marked konkluderer alle, at der er et vist element af mean reversion på det danske marked, jf. referencerne i artiklen. Det er også af denne grund, at vi konkluderede, at vi ikke er bekendt med empiriske studier af lange danske serier, der forkaster mean-reversion hypotesen. Indlægget af Engsted rokker bestemt ikke ved denne konklusion.³ Derimod er det vores opfattelse, at der ikke er særlig megen mean reversion i S&P 500, se tabel 4, der viser, at der er en markant forskel mellem de danske og amerikanske afkast.

2. Vi har ikke checket Variance Ratio testet, men forventer, at også dette test har lav styrke i små stikprøver.

3. Det er interessant, at Engsted skriver, at »det er tænkeligt, at der er mean-reversion i danske aktieafkast«. I relation hertil kunne det være af interesse at få opklaret, hvordan mean reversion testene falder ud for Lunds large cap datasæt, som Engsted bruger.

Afslutningsvis skal nævnes et par andre forhold. For det første er der meget ringe belæg for at sige, at kursdannelsen på aktier og obligationer bestemmes af udviklingen i privatforbruget og dennes samvariation med afkastene på de to fordringstyper. Lad os endnu engang minde om de nedslående empiriske resultater med neoklassiske modeller, herunder Consumption-CAPM. Derfor accepterer vi ikke Engsteds »hovedindvending«. En seriøs beskrivelse af aktiemarkedet bør beskæftige sig med risiko, som den opfattes af investorer og ikke risiko defineret ved en verdensjern model. Variansen på afkastene er i den sammenhæng et bedre mål for, hvorledes investorer og praktikere ser på risiko, end det risikomål, der følger af Consumption-CAPM, hvilket selvfølgelig ikke er det samme som at sige, at det er et perfekt mål; her er der meget arbejde at bidrage med i fremtiden, se også Hirshleifer (2001).

For det andet vil vi understrege, at de porteføljemæssige implikationer af mean reversion-tendensen i nærværende papir er sekundære i forhold til artiklens hovedformål; vi konstaterer blot i overensstemmelse med Samuelson (1991), at mean reversion generelt trækker i retning af større aktieandele for investorer med lang horisont. Hvorvidt det var hensigtsmæssigt at reducere eller øge aktieandelen i slutningen af 1990erne er noget som vores artikel slet ikke beskæftiger sig med. Da Engsted alligevel bringer det op, bør det nævnes, at Olesen og Risager (marts 2000) argumenterede for, at aktieafkastet for 5-års perioden 1998-2002 sandsynligvis ville blive lavt pga. mean reversion-tendensen og det lave renteniveau.⁴ Olesen-Risager modellen forudsagde et aktieafkast på niveau med 5-års obligationsafkastet, hvilket trækker i retning af, at »investors should have gone into bonds in late 1997«, Olesen og Risager (2001, s.15). Når Engsted skriver, at vi i slutningen af 1990erne

4. At vi betragtede perioden 1998-2002 skyldes, at analysen og anbefalingerne blev foretaget i 1998; første offentligt tilgængelige version er dateret december 1998.

anbefalede større aktieandele, så er det altså ganske enkelt usandt. Engsted blander to ting sammen her: Vi anbefalede allerede i 1996/97, at aktieloftet skulle hæves for pensionskasser, men vi anbefalede ikke større aktieandele i slutningen af 1990'erne. Den er simpelthen for grov!⁵

Litteratur

- Campbell, J.Y., A.W. Lo og A.C. MacKinlay. 1997. *The econometrics of financial markets*, Princeton University Press.
- Hirshleifer, D. 2001. Investor Psychology and Asset Pricing, *The Journal of Finance*, LVI, 4, s. 1533-1597.
- Kocherlakota, N. 1996. The Equity Premium: It's Still a Puzzle, *Journal of Economic Literature*, 34, s. 42-71.
- Nielsen, S. og O. Risager. 2001. Stock returns and bond yields in Denmark, 1922-1999, *Scandinavian Economic History Review* 49 (1), s. 63-82.

5. Udover at henvise til anbefalingerne i Olesen-Risager papiret, der blev præsenteret på en international workshop »Where Does the Stock Market Go?« på Handelshøjskolen i København i 1998, kan vi også nævne, at den ene af os argumenterede for, at der var en boble i specielt IT aktier i TV-programmet Deadline i februar 2000, og at det var på tide at komme ud af dette marked; boblen brast som bekendt to måneder senere.

- Olesen, J. og O. Risager. 2000. On the predictability of the Danish equity premium, *working paper nr. 05-2000*, Institut for Nationaløkonomi, Handelshøjskolen i København.
- Samuelson, P.A. 1991. Long-run risk tolerance when equity returns are mean-regressing: Pseudo-paradoxes and vindication of business man's risk, i *Money, Macroeconomics, and Economic Policy*, W.C. Brainard og H.W. Watts, red., MIT Press, s. 181-200.

Replik til Nielsen og Risager

Tom Engsted

Handelshøjskolen i Århus

Jeg skal kort replicere Nielsen og Risagers (NR) svar på min tidligere kommentar:

– M.h.t. notation og sprogbrug: Denne er *ikke* i overensstemmelse med Campbell, Lo, and Mackinlay (1997) (CLM). CLM begiver sig ikke ud i, som NR, at udlede en random walk i fler-periode afkast ud fra en antagelse om, at 1-periode afkast er hvid støj. Det er ikke afkast, der følger en random walk, men priserne! Og definitionen af 1-periode afkast som $x_t - x_{t-1}$ i formel (9) er ganske enkelt inkonsistent med definitionen af k -periode afkastet, x_{t+k} , i formel (2)!

– Jeg er *ikke* blevet »påvirket af det centrale budskab i vores [NR's] arbejde gennem de seneste fire år«. Men jeg er blevet meget overrasket over de konklusioner, de har set sig i stand til at drage af deres analyser. Eksempel-

vis, som jeg påpegede i min tidligere kommentar, deres konklusion om, at p.g.a. mean-reversion i aktieafkast, bør aktieandelen forøges med investeringshorisonten. Hvordan kan man udtale sig om en aktieandel i en analyse, der kun inddrager ét aktiv (aktier)?

– Til spørgsmålet om der rent faktisk er mean-reversion i danske aktieafkast, kan jeg kun gentage, hvad jeg skrev i kommentaren, at det er der muligvis (selvom NR's analyse ikke understøtter hypotesen i dén grad de tror), men at dette i sig selv er irrelevant i forhold til spørgsmålet om, hvorvidt aktier er mindre risikable på langt sigt end på kort sigt. Som jeg skrev i kommentaren, har man længe i den videnskabelige litteratur været opmærksom på, hvor problematisk det er, at anvende en traditionel statistisk middelværdi-varians

tankegang til at sige noget om risiko ved langsigtede aktieinvesteringer. Dette kan kun meningsfuldt analyseres i en model, der eksplicit tager højde for, at investeringer i finansielle aktiver foretages m.h.p. *forbrug i senere perioder*.

NR skriver, at den forbrugsbaserede prisfastsættelsesmodel (C-CAPM) forkastes i empiriske studier. Dette er ikke korrekt. C-CAPM med en *speciel nyttespecifikation: konstant-relativ-risiko-aversion (CRR)*, forkastes typisk af data. Men der findes alternative udgaver af C-CAPM, der på mange måder er i stand til at forklare observerede aktieafkast og deres samvariation med forbrugsudviklingen, eksempelvis *habit-persistence* modellen i Campbell and Cochrane (1999).¹

Som Cochrane (2001) gentagne gange gør opmærksom på i sin ny bog *Asset Pricing* (siderne 151, 170, 464), er der reelt ikke noget alternativ til C-CAPM: de fleste andre modeller i finansiering er ikke alternativer til – men *specialtilfælde af* – C-CAPM. Denne model udgør i moderne finansieringsteori det helt

1. På danske data dokumenterer Engsted og Tanggaard (1999), at den danske risikopræmie på aktier er meget lav sammenlignet med andre lande, og at præmien faktisk er forenelig med C-CAPM/CRR modellen.

Litteratur

Campbell, J.Y., A.W. Lo, og A.C. MacKinlay. 1997. *The Econometrics of Financial Markets*. Princeton University Press.

Campbell, J.Y. og J.H. Cochrane. 1999. By force of habit: A consumption-based explanation of aggregate stock market behavior. *Journal of Political Economy* 107, 205-251.

centrale begrebsmæssige omdrejningspunkt til forståelse af afkast og risiko på de finansielle markeder.

I stedet for, som NR gør det, at fastholde et forældet billede af afkast-risiko trade-off'et ved aktieinvesteringer med henvisning til »hvorledes investorer og praktikere ser på risiko«, ville det som forskere ved en universitetsinstitution være væsentligt mere konstruktivt, at gennemføre analyser og formidle resultater på baggrund af den nyeste videnskabelige litteratur på området.

– Vedr. NR's anbefalinger sidst i 1990'erne: I september 1997 udtalte Risager til dagbladet Børsen, at på langt sigt giver aktier både større afkast og mindre risiko end obligationer, og så sent som i 1999 publicerede NR en artikel, hvor de gentog dette ekstreme budskab, og hvor de direkte opfordrede investorer til at forøge aktieandelen. Den logiske konsekvens af at aktier dominerer obligationer både m.h.t. afkast og risiko må være, at den langsigtede investor skal gå maksimalt i aktier og, om muligt, gear aktieinvesteringen maksimalt.

De afsluttende kommentarer i NR's svar vidner om, at de trods alt har ændret opfattelse på dette punkt.

Cochrane, J.H. 2001. *Asset Pricing*. Princeton University Press.

Engsted, T. og C. Tanggaard. 1999. Risikopræmien på danske aktier. *Nationaløkonomisk Tidsskrift* 137, 164-177.

Bog anmeldelser

Henrik Preben Perregaard: *Økonomisk teorihistorie – i et humanistisk perspektiv*. Sytime 2000. 424 s. Kr. 375,-. Anmeldt af Hector Estrup.

Teorihistorie og humanisme

Ingen vil bebrejde en fysiker, at han aldrig har læst Galilei, eller sat sig ind i Newtons Principia. Derimod vil det vække forundring, hvis en kender af moderne litteratur intet ved om Shakespeare eller Montaigne, eller hvis man skulle møde en filosof, der ikke har læst Platon. I humanistiske fag, i litteraturkundskab, historie og filosofi er kendskab til »gamle« forfattere en nødvendighed, nærmest et *sine qua non*, hvad det ikke i samme grad er for naturvidenskaben. Hvor står samfundsvideenskaben, in casu økonomi, i dette spil?

Mange ville være fristet til at spørge således; hvilken betydning har afdøde tænkeres ufuldstændige eller forkerte teorier for forståelsen af moderne økonomisk teori? Teoriudvikling består jo mange gange i at påvise og rette fejl og ufuldstændigheder i gammel teori, så man efterfølgende, måske let hovrende, kan hævde, at vi heldigvis nu er blevet klogere nu end man var dengang. Fra et sådant synspunkt har teorihistorie næppe betydning som et selvstændigt fag. Men teorihistoriske henvisninger kan have værdi som pædagogisk indledning til fremlæggelsen af moderne teori, og til undersøgelser af nyere problemstillinger. Det kan således være nyttigt at begynde en fremstilling af udenrigshandelens teori med en omtale af Ricardo, behandlingen af offentlige goder kan indledes med en »sofistikeret« henvisning til Hume, og der findes næppe en fremstilling af generel ligevægtsteori, der ikke nævner Walras. Men strengt taget er den slags henvisninger ikke nødvendige, for moderne teori kan forstås i sig selv og ved sig selv også uden en sådan teorihistorisk reverens, der udelukkende kan

tjene pædagogiske formål. Det er klart, at ethvert videnskabeligt arbejde forudsætter kendskab til »hvad andre har ment«. Men mere end 20, højst 30, år tilbage i tiden behøver de færreste at gå for at finde alt af relevans for det, man nu beskæftiger sig med. Mere teorihistorie behøver man strengt taget ikke at interessere sig for. Historien tjener kun propædeutikken, men har ingen betydning, når man først har fået sat sig ind i tingene og beskæftiger sig med »rigtig« økonomi. Man kan kalde et sådant syn på den økonomiske teorihistorie for *scientistisk*.

Men er »scientisme« den eneste rigtige måde at anskue økonomisk videnskab på? Det mener Henrik Perregaard ikke, og derfor giver han også sin bog »Økonomisk Teorihistorie« undertitlen »i et humanistisk perspektiv«. Man finder nu ikke nogen dybtgående filosofisk diskussion af økonomis placering mellem scienticisme og humanisme. Perregaards synspunkter fremstår indirekte, når man læser hans lærde, velskrevne fremstilling af teorihistorien, spændende over 18 kapitler, og alle præget af en fortælleglæde, der må inspirere læseren, selv den sure, der under læsningen ynder at sige »nåh, ikke andet,- det vidste jeg godt forvejen«, må opmuntres til selv at tænke videre over problemerne, hjulpet af Perregaards livfulde stil; og her kommer i hvert fald et vist humanistisk perspektiv: Perregaard fortæller godt. Han er mere interesseret i historien som sådan, end i at forklare, hvordan tidligere økonomiske tænkere, genialt, men gradvist og famlende, har bidraget til den lærebygning, vi har i dag, altså i at berette om udviklingen i økonomisk-analytisk tænkning. Det var jo det, der var Schumpeters ide i hans store posthume værk, og det er også dette scientistiske perspektiv, der præger Samuelsons mange teorihistoriske undersøgelser af, hvordan ældre forfatters bidrag kan belyses, og kritiseres i et moderne analytisk perspektiv. Som modstykke hertil kan man nævne andre arbejder, f.eks. Hollan-

ders mange bidrag, der bestræber sig på, ved en næsten litteraturvidenskabelig metodik, at afklare hvad de gamle forfattere *egentlig* mente, men uden sigte på at belyse, hvad vi så ved i dag. Ud fra en humanistisk synsvinkel må man også se de mange biografiske arbejder om »the life of an economist«, der næsten altid er fascinerende at læse, også for udenforstående, selvom det ikke drejer sig om felt herrer, statsmænd, kunstnere eller popgrupper. men om økonomer, hvis liv og gerning normalt ikke har det læsende publikums store interesse. Men man ved på den anden side også, at det altid er spændende at læse en god biografi.

Når man nu skal undersøge en gammel teori eller en gammel forfatter, skal man så anlægge et analytisk eller et humanistisk perspektiv? Skal man, når tingene fremlægges, gå efter bolden eller skal man forsøge at tackle manden? Perregaard ønsker at tage begge ting ind i sin fremstilling, hvor han søger at forene indsigtfuld teorianalyse med spændende personschildring. Efter Perregaard er formålet med teorihistorien at vise, hvordan det kan gå til, at den økonomiske teori har udviklet sig, som den har, og for at forstå det, er det nødvendigt at kende ikke kun teorierne, men også de personer, der har fået ideerne. Det er dette humanistiske perspektiv i teorihistorien, som han også har forfulgt i en nyere, empirisk undersøgelse af begrebet om den »ideelle forsker«, og som han redegør for i bogens sidste kapitel.

I bogens første kapitel undersøger han, om man kan indplacere teorihistorie i en videnskabsteoretisk ramme, der dels skal kunne sige noget om teorihistoriens metodik, dels begrunde dens eksistens som et særligt fag. Diskussionen er tankevækkende, og Perregaards konklusion er, at teorihistoriens problemfelter er alt for forskelligartede til, at man kan indpasse dem i nogen videnskabsteoretisk skematik. Selv Popper, der ellers synes at være Perregaards filosofiske helt, finder her ikke nåde for hans blik. Måske er det, fordi Poppers falsifikationsteori er inadækvat for økonomi. Den kan friste scientisten, men næppe humanisten.

Herefter følger 17 velfortalte kapitler, der i kronologisk orden omhandler teorihistoriens sædvanlige emneområder, spændende fra antikken til og med Keynes.

I modsætning til Blaug, der i sin teorihistorie kort omtaler alle bidrag fra før 1776 – Wealth of Nations- som »præ-adamitisk«, noget han ikke viser særlig interesse, bruger Perregaard 4 omfangsrige kapitler på at beskrive, selvfølgelig merkantilister og fysiokrater, men tillige får det antikke Grækenland og middelalderens kirkefædre hvert et kapitel. Her er især det sidste læseværdigt, og vil måske kunne opmuntre den latinkyndige læser til at gå videre med studiet af de originale kilder. Man kan dog savne det moralske aspekt. De skolastikere, der behandlede økonomiske emner, så vel ikke analysen som et mål i sig selv, men tværtom som et middel til at afklare, hvordan mennesket (agenten) kunne handle fornuftigt, økonomisk fornuftigt, men da uden samtidigt at tage skade på sin sjæl. Det problem peger jo frem til vore dages diskussion af forholdet mellem økonomi og moral, men fremhæves ikke af Perregaard.

De øvrige kapitler er som antydte alle vel-skrevne og interessante at læse. De er opbygget som forelæsninger, ganske vist omfangsrige, over teorihistoriens traditionelle emner, og de kan godt læses uafhængigt af hinanden som selvstændige artikler. At de alligevel hænger sammen skyldes dels det kronologiske, at det gør historiske emner ifølge sagens natur, men dels også, at de alle er præget af Perregaards livfulde måde at fortælle tingene på. Han viser sig som den gode pædagog, der netop som sådan forstår at forene forskning og formidling.

Hvordan kommer nu det humanistiske ind i fremstillingen? Det gør det ved den måde, Perregaard ikke lader de fremstillede teorier stå alene. De berørte teorier ledsages altid af en fortælling om de historiske og personlige omstændigheder, under hvilke teorierne er skabt. At få at vide, at Cantillon måske blev myrdet, at Jevons led druknedøden, og at Marshall var en humorforladt hustryran giver selvfølgelig ikke nogen dybere forståelse af deres teorier, men det giver historien drama,

og får en til at læse videre, og dramaet gør, at man måske da bliver mere interesseret i en teori, man ellers helst sprang over. Det er formentlig personinteressen, mere end det er interessen for teori, der kan få teorihistorikere til at gå på jagt efter ukendte »forløbere«. Den fristelse falder Perregaard nu ikke for.

Der er imidlertid en svaghed ved hans for- ening af persondrama og økonomisk (historisk) teori. Der bliver let et stilbrud i fremstillingen, når man i teksten passerer fra den rent historiske fortælling til teorifremstilling og analyse. Selvom teorianalyse og historisk fremstilling hver især er udmærkede, så er det formentlig kun teorihistorikere, og så studenter, der skal til eksamen i faget, der vil interessere sig lige meget for begge dele. Det nævnte stilbrud er nok en refleks af, at der aldrig findes nogen entydig forbindelse mellem forfatterens liv og person, og så de værker, han skaber, udover det, naturligvis, at det er ham(m/k), der har skabt dem.

Mere specielle teorihistoriske overvejelser finder man i kapitlet om Ricardo. Her søger Perregaard at afklare forståelsen af det forhold, der er mellem kornmodellen, der er en énvaremodel, og så de overvejelser man finder i Principles, der jo åbenbart drejer sig om en økonomi med mange varer. Spørgsmålet er dels, hvornår Ricardo blev klar over, at der opstod problemer, hvis man analyserede en økonomi med mange varer ved hjælp af den simple kornmodel, dels hvordan Ricardo søgte at løse dem. Det er Perregaards tanke, at det er på den måde, man skal se arbejdsværdilæren, nemlig som et – mislykket – forsøg på at løse et aggregeringsproblem. Det er en tese, han argumenterer godt for: alle Ricardos forsøg på at finde »an invariable measure of value« skal kunne ses i det lys. Andre, f.eks. Marx, har jo set anderledes på det. For Marx var Ricardos arbejdsværdilære ikke mislykket, men ufuldstændig, fordi han ikke fik ført tankegangen til bunds, og derfor ikke opdagede den bagved prissystemet liggende udbytningmekanisme.

Kapitlet om Ricardo er nok det sværeste. Til gengæld vil alle kunne have fornøjelse af at læse, hvad han skriver om Stuart Mill, Je-

vons, Marshall og Keynes, og især forekommer kapitlet om Malthus helstøbt. Her forenes på bedste måde den historiske fortælling med den økonomiske teori, og det af befolkningsloven afledte syn på socialpolitikken forklares med udgangspunkt i en redegørelse for den engelske fattiglovgivning.

Selvom Perregaards bog synes at give et afrundet billede af de væsentlige træk i den økonomiske teoris historie, er det dog en mangel, især fra et humanistisk perspektiv, at der ikke er nogen omtale af velfærdsteori. Det Perregaard har villet interessere sig for, er udviklingen i den positive, »værdifri« teori, og det kan jo være godt nok. Men herved overser man, at den positive teori ville være temmelig uinteressant, hvis den ikke på en eller anden måde ville kunne bidrage til at opklare, hvordan man kunne fremme velfærden, rigdommen, eller i det hele taget indrette et godt samfund. Det er jo, kunne man godt sige, det mest betydningsfulde humanistiske perspektiv, der ligger til grund for al økonomisk teori.

Til at være en god fortæller hører et temperament, der kan give fortællingen glans. Det har Perregaard. Men undertiden er temperamentet en ulempe, især når man vil give udtryk for utilfredshed eller kritik. For så kan man komme til at udtrykke sig så skarpt, at det virker som uoverlagte ytringer på den uvildige læser eller tilhører. Hans afsluttende harske bemærkninger om moderne – neoklassisk – økonomisk teori kommer derfor mere til at virke som udtryk for modvilje end som resultatet af kritiske overvejelser. Men det viser måske blot en alment orienteret økonoms reservation over for den scientisme i moderne økonomisk videnskab, som blev nævnt ovenfor.

Hvordan skal man nu besvare det spørgsmål, vi startede med, om hvordan økonomi placeres mellem scientisme og humanisme for derved at få svaret på, om teorihistorie har en værdi i sig selv? Perregaard siger selv, at formålet med at skrive bogen har været »at fortælle en historie, der kan gøre os til bedre mennesker og dermed bedre økonomer«. Men hvordan skulle det kunne gå til, at man skulle blive en bedre økonom i dag ved at

kende gammel, og for længst forældet teori? Et svar kunne være det intuitive: prøv selv, læs de gamle, og du vil så føle, at du bedre forstår det nye! Det er der sikkert mange, der har erfaret, men hvad er forklaringen? Den kan jo være, at en sådan læsning udvider horisonten, så man herved bliver opmærksom på de usagte forudsætninger, der gemmer sig bag moderne teori. For eksempel vil en viden om, hvordan de forskellige forfattere gennem tiderne har anskuet rigdom, fattigdom, velstand og indkomst give en dybere forståelse af disse begreber, end hvis man blot slog sig til tåls med de definitioner, man finder naturlige i dag. Derfor behøver en gammel teori aldrig at blive helt forældet. For det kan jo være, at den indeholder anskuelsesformer og begrebsforståelse, der stadig kan få betydning, når man diskuterer grundlaget for moderne teori. Er

Svend Aage Hansen: *Erindringer*, Eget forlag, 2001, 114 s. ekskl. billedsider. Kr. 180,-. Anmeldt af Niels Kærgård. Distribution: *eva @ akf.dk*

Når man arbejder med de økonomiske teories historie, er personerne bag teorierne vigtige. Man kan ikke fuldt ud forstå, hvorfor de økonomiske forfattere handlede og skrev, som de gjorde uden at vide, hvem de var. Harald Westergaard var f.eks. professor ved Københavns Universitet 1886-1924 og Knut Wicksell professor i Lund omkring 40 km derfra 1903 – 1917 og begge var internationalt kendte pionerer inden for den matematiske neoklassiske teori. Men der er ingen spor af kontakt mellem dem. Det kan måske lettest forklares ved, at Wicksell var ateist med dom for blasfemi, og Westergaard en kristen ildsjæl med en plads i dansk kirkehistorie. De økonomiske forfattere er ikke kun økonomer, men hele mennesker, og de hele mennesker har en plads i teorihistorien.

Vigtige kilder til kendskabet til de forskellige forfatters personligheder er deres egne breve og erindringer. Men det har været tyndt med erindringer og brevsamlinger fra danske

dette korrekt, må økonomi også, når det kommer til stykket, anses for mere humanistisk end scientistisk, og teorihistorie får da sin egen rolle at spille.

Så eksplicit som her udtrykker Perregaard sig ikke. Men selv den scientistisk orienterede økonom vil kunne fornøje sig over at læse hans bog og indse, at der er noget om snakken.

I en anden bog, Perregaard har skrevet, *Videnskabsteori for Økonomer*, bruger han som eksempel på en syllogisme følgende: alle bøger om økonomi er kedelige – denne bog er om økonomi – denne bog er kedelig! Og han understreger, at selvom konklusionen er sluttet korrekt ud fra præmisserne, behøver den ikke at være sand. Det kan man indse, hvis man tænker på hans bog om teorihistorie.

økonomer. Når man arbejder med 1930erne, 1940erne, 1950erne og 1960erne, er der praktisk talt intet. I denne periode, hvor der blev opbygget økonomiske institutter i både Århus og København, og hvor teorierne gik fra at være neoklassiske til at være keynesianske, er der næsten intet. Hverken L.V. Birck, Axel Nielsen, Frederik Zeuthen, Jørgen Pedersen, Jørgen H. Gelting, H. Winding Pedersen eller P. Nørregaard Rasmussen har efterladt sig erindringer. Kendskabet til disse personer og den tids miljø bygger på upålidelige mundtlige overleveringer og så Nationaløkonomisk Tidsskrifts nekrologer.

Det er derfor positivt, at denne tendens er blevet brudt. Vi har fået erindringer og brudstykker af erindringer fra bl.a. Kjeld Philip (1985), Anders Ølgaard (1991), Erik Ib Schmidt (1993), Hans Brems (1996), Sven Danø (1996) og Erling Olsen (1998), og selv om Stig Andersens bog om Erik Hoffmeyer (Andersen, 1994) ikke er erindringer, så bygger bogen på en række samtaler med Hoffmeyer selv. Til denne række føjer sig nu Svend Aage Hansens bog.

Nu er erindringer mange ting. Svend Bjerg (1994) diskuterer dette i forbindelse med studiet af teologien. Han skelner mellem »Selv-

biografi«, der »handler centralt om selvet, dets udvikling, bevidsthed«, »*Erindringer*«, der behandler »mindet om andre mennesker i relation til én selv«, og endelig »*Memoirer*«, der skildrer andre mennesker relativt uafhængigt af en selv. En afgørende forskel er her også, hvor tæt man går på ens private forhold. »Den urørlighedszone, som beskytter det mest levende i os, fungerer også selvbiografisk – vi får kun fragmenter af et selv, skitser«, skriver Svend Bjerg (s. 45). Men denne »urørlighedszone« kan have meget forskellig bredde. Nogle prøver mere eller mindre litterært at skrive sig ud af traumatiske, personlige oplevelser, andre holder sig strengt til deres faglige liv – Annette Engells »Utro, håb og kærlighed« har været meget omtalt de sidste måneder, og her spiller ægteskabet med Hans Engell en hovedrolle; modsat skriver Johannes Sløk eksplicit i sine erindringer, at han ikke vil omtale sit private liv: »Det er ikke mit privatliv, som jeg vil fortælle anekdoter om, det daglige liv med hverdagens opgaver og gøremål. – – Jeg vil ganske specielt heller ikke fortælle mit ægteskabs historie« (Sløk, 1986, s. 7-8).

Svend Aage Hansen, der var professor i økonomisk historie ved Københavns Universitet 1966 -1984 og bl.a. institutbestyrer for Økonomisk Institut i flere perioder, tager i sine erindringer udgangspunkt i en opfordring fra Nils Groes til at beskrive sit liv som »økonomisk, social og kulturel mønsterbryder«. Hvordan er det at komme fra socialt beskedne kår som søn af en enlig moder i Vestjylland til en professorstilling ved Københavns Universitet? Hvordan påvirkede det privatliv og personlige forhold. Det må give en bog, hvor urørlighedszonen omkring det private bliver meget smal.

Det er en sådan bog, Svend Aage Hansen har skrevet; den går tæt på både kollegaer, private bekendte og ægtefæller. Hans mor var alene og cyklede rundt med symaskine og syede for folk, men helt ubemidlet var hun næppe – det skildres, hvordan hun støttede betrængte husmænd i familien med lån under 1930ernes kriser. Selv kom han i realskole, blev student

fra Esbjerg Statsskole og derefter cand.polit. og ansat i Danmarks Statistik (til sidst som personalechef). I 1966 blev han så professor ved Københavns Universitet.

Dette karriereforløb skildres ikke som nogen dans på roser. Han falder ikke til i gymnasiet, og skildringen af gamle lærere (og andre han har mødt) er ikke præget af overbærenhed:

Det gjorde endvidere gymnasietiden træls, at der i lærerstaben var en del meget ubehagelige personer, som indtog en overlegen, ondsksfuld og nedvurderende holdning over for eleverne. Desuden prægedes skolen af den ånd, som udgik fra rektoren, Kr. Bruun, som repræsenterede noget af det mest stivsinde reaktionære og bornert moraliserende, jeg nogensinde har mødt. Jeg husker hans sadistiske glæde, når han hver gang, der skulle uddeles karakterbøger, selv afleverede dem i klassen ledsaget af sårende og nedsættende bemærkninger til hver enkelt. [Hansen, 2001, s. 17].

Da han kom til København, søgte han som kommende fra de lavere sociale klasser kontakt med de venstreorienterede studenterorganisationer, men

Her førte sønnerne af den socialdemokratiske højadel sig frem. Niels Alsing Andersen, forsvarsministerens søn, med vest og guldurkæde og den evindeligt mavesure Ivar Nørgaard, som begge allerede vejrede deres fremtidige topplaceringer. – – Tilsvarende negativt virkede det kulturradikale miljø med typer som Mogens Boserup, Erik Ib Schmidt og Mogens Fog, der havde råd til at spille salonkommunister i kraft af forældrenes penge. [s. 23-24].

Derefter sluttede han sig til de konservative studerende og blev venner med bl.a. senere politikere som Erik Haunstrup Clemmensen.

Den samlede konklusion vedrørende karrieren bliver:

Hvad kom der egentlig ud af det hele?: En bunke nyttigt arbejde og en afmålt portion glæde. Men vel acceptabelt, når omstændighederne tages i betragtning. Det var måske ikke så tosset endda? Døm selv!!! [s. 99].

I bogen optager det faglige liv og privatlivet nogenlunde samme plads. Hans mor får 4 sider, hans første kone 5, hans anden 4, studietiden 7, Danmarks Statistik 9, disputatsen 5 og Universitetet 12 sider.

Hvis man går til bogen med forventninger om først og fremmest at møde økonomen Svend Aage Hansen, vil man nok føle, at Svend Aage Hansen kommer for tæt på bekendelseslitteraturen. Jeg forstår meget vel Anders Ølgaard, når han i sin anmeldelse i Berlingske Tidende skrev:

Erindringer skal selvfølgelig være personlige, men her er de så private, at læseren – i hvert fald anmelderen – flere gange føler, at han får et kig ind i en verden, som han hverken har forventning om eller ret til at stifte bekendtskab med, og hvor en del af de omtalte personer sikkert ikke vil være synderlig begejstrede for omtalen; det gælder både levende og døde.

Men hvis projektet er at beskrive Svend Aage Hansens oplevelser som mønsterbryder, så er det måske nødvendigt (som også påpeget af Ølgaard i sin anmeldelse). Og min anmeldelse startede da også med at tale om, hvordan privatliv og fagligt liv ikke kan skilles. Det er derfor under alle omstændigheder nyttigt – også for fremtidige teoriehistorikere – at vi har fået bogen.

Men sigtet betinger en relativt kortfattet og noget unuanceret og postulerende behandling af de faglige miljøer. Det er ikke sigtet at skildre de økonomiske studie- og forskningsmil-

jøer i de mere end 40 år, Svend Aage Hansen havde berøring med dem.

Det er måske også rollen som mønsterbryder, der får ham til at reagere relativt følsomt på kritik. Svend Aage Hansen har med bl.a. disputatsen *Adelsvældets grundlag* (1965), *Early Industrialization in Denmark* (1970) og *Økonomisk vækst i Danmark I-II* (1972-74) en position i dansk økonomisk historisk forskning, der er veletableret og ubestridelig. Han er medlem af Videnskaberne Selskab og har fået Rosenkjærprisen. Ikke desto mindre har forskellige polemiske angreb gjort, at han lidt overflødig føler det nødvendigt, at dokumentere sin egen og sine værkers position ved citater fra rosende omtaler og bedømmelser. Det havde været mere interessant at høre lidt mere om, hvordan han var kommet til sine teorier. At han har en etableret position er velkendt.

Selv om vi som nævnt har fået en række økonom-erindringer, så er der stadig mange ting, vi ikke har fået at vide om perioden fra 1930erne til i dag. Brems', Danøs og Ølgaards erindringer er korte memoer fra Økonomisk Institut, Erling Olsens og Erik Ib Smiths handler mest om politik, og Kjeld Philips mest om hans barndom. Vi mangler stadig en grundig beskrivelse af det faglige, økonomiske miljø fra 2. verdenskrig og frem til studenteroprøret og af de personer, der færdedes deri. Det er ikke sigtet med Svend Aage Hansens bog at imødekomme dette behov.

Litteratur

- Andersen, S. 1995. *Hoffmeyer, Børsen Bøger*, København.
- Bjerg, S. 1994. *Århus-teologerne*, Lindhardt og Ringhof, København.
- Brems, H. 1996. Nogle dansk-amerikanske polit-erindringer, *Københavns Universitets Økonomiske Instituts blå memoserie* nr. 194, København.
- Danø, S. 1996. Halvtreds år for Rachel: Et liv som økonom, *Københavns Universitets Økonomiske Instituts blå memoserie* nr. 197, København.
- Olsen, E. 1998. *Fra ælling til ugle*, Fremad, København.
- Philip, K. 1985. *Dengang i Pilestræde*, Gyldendal, København.
- Schmidt, E. I. 1993. *Fra psykopatklubben*, Gyldendal, København.
- Sløk, J. 1986. *Mig og Godot! Erindringsforskydninger*, Centrum, København.
- Ølgaard, A. 1991. Hvad jeg skrev, det skrev Anne Lise og Else, *Københavns Universitets Økonomiske Instituts blå memoserie* nr. 184, København.

Ole Hyldtoft: *Danmarks Økonomiske Historie 1840-1910*. Århus: Systime 1999. 320 s. Kr. 300,-. Anmeldt af Niels Holger Skou.

Dette er det tredje udsendte bind i den planlagte række på fire bind med hver sin forfatter, der tilsammen skal dække Danmarks økonomiske historie i perioden fra 1500 frem til nutiden. Tidligere er udkommet Ole Feldebæk: *Danmarks Økonomiske Historie 1500-1840*. Herning: Systime 1993. (Anmeldt i Nationaløkonomisk Tidsskrift 1994, nr. 3) og Henrik Christoffersen: *Danmarks Økonomiske Historie efter 1960*. Århus: Systime 1999 (anmeldt i Nationaløkonomisk Tidsskrift 2000, nr. 2).

Bogen består af et indledningskapitel med en opsummering af periodens økonomiske udvikling og 14 kapitler fordelt på tre dele: Del I (kapitel 2-7) 1840-1870 med overskriften »Vækst, ny teknologi og kapitalisme,« Del II (kap. 8-11) 1870-1895 »Vækst i bredden. Byerhvervene tager over« og Del III (kap. 12-15) 1895-1910 »Vækst i dybden. Omvæltninger på land og i by«. Hver del er disponeret i kapitler vedrørende landbrug, byerhverv, stat/off. sektor og »befolkning og levestandard.« I del I er der herudover kapitler vedrørende »baggrund« samt »infrastruktur, kommunikation og handel«, der i de andre dele behandles sammen med byerhvervene.

Desuden indeholder bindet en litteraturliste, hvor man finder stort set alle de værker, der er henvist til, undtagen statistikker o. lign.; her må det omfattende noteapparat (heldigvis er fodnoterne trykt side for side) og den indholdsrige forskningsoversigt tages i brug. Der findes også et stikordsregister, som dog ikke fuldt ud kompenserer for den uoverskuelige systematik. En liste over tabeller og figurer havde været nyttig.

Af de hidtil udsendte tre bind i den firebinds-serie, som i sit udspring havde til målsætning af tilvejebringe en afløsning for Svend Aage Hansens *Økonomisk Vækst i Danmark* til brug for undervisningen i økonomisk historie, er dette det bind, som bedst lever op til målsætningen. Ole Hyldtofts direkte

inspiration fra forgængeren begrænser sig dog hovedsageligt til talmaterialet, hvoraf der præsenteres en med kritisk sans udvalgt delmængde suppleret med statistikker fra tiden og egne bidrag. Kvantitativt orienterede studerende vil stadig være henvist til Svend Aage Hansens bilagstabeller eller til Hans Chr. Johansens bind i Gyldendals Danmarks historie.

Tekniske fremskridt og industrialisering får en fremtrædende plads, hvad man vel også ville forvente af bindets forfatter, lige som infrastruktureudviklingen drages frem fra den glæmsel, den ofte er henvist til i økonomisk-historiske fremstillinger, skønt den er en af forudsætningerne for den tiltagende arbejdsdeling internationalt såvel som nationalt og dermed for økonomisk vækst i det hele taget. Noget tilsvarende kan siges om den måde, hvorpå handel og kommunikation sættes ind i sammenhængen. Forfatterens interesse for den tekniske udvikling ses også i den vægt de tekniske og i det hele taget praktiske uddannelser får.

Indledningsvis fastslås, at begyndende omkring 1840 har der siden været vedvarende vækst i den danske økonomi med enkelte, mindre tilbageslag (og s. 116 noteres det endvidere som et nybrud, at omkring 1840 begynder byerne at vokse mere end landbefolkningen). En tilsvarende begrundelse for at slutte i 1910 gives ikke. Opdelingen af bogen i delperioder følger nogle ræsonnementer om lange cykler. Afhængigheden af de internationale økonomiske forhold negligeres ikke, hvilket allerede indledningen til kap. 2 vidner om, men udenrigshandel mm. står ikke centralt i fremstillingen, idet Ole Hyldtoft har en idé om en særlig dansk periodeopdeling ud fra det argument (s. 24 i kap. 1), at det var interne (»hjemlige forudsætninger«) snarere end eksterne (eksportefterspørgslen) forhold, der forklarer udviklingen i Danmark. Perioder med forskellige vækstmæssige karakteristika, jfr. titlerne på de tre dele, afløser hinanden. Periodeopdelingen støtter sig på beregninger af produktivitet og vækstfaktorer (forklaret i et appendiks). Selv om man må stille sig skeptisk til forudsætningen om en Cobb-

Douglas teknologi og uforandrede parameter-værdier over en lang periode, hvor økonomien gennemgår en gradvis industriel revolution med hvad det involverer af strukturændringer (»transformation«), større substitutionsmuligheder og stordriftsfordele, er det interessant at se periodeopdelingen forsøgt knyttet til økonomiske karakteristika.

Men med sin baggrund i overvejende produktionstekniske fænomener kommer periodeopdelingen til at virke som lidt af en spændetrøje. Den fremmer ikke overblikket over de strukturændringer, der finder sted, og den hæmmer kontinuiteten i fremstillingen af de mange forhold, som udvikler sig uden tilknytning til vækstens karakter. Mange diagrammer og tabeller er stykket op i to eller tre svarende til de forskellige delperioder. Et statistisk appendiks med oversigtstabeller og -figurer kunne måske have været anvendt i stedet. Et sådant ville også have været nyttigt hvor forfatteren giver efter for trangen til at få kvantitative redegørelser til at ligne tekst. At man ikke altid kan nøjes med en af delene ses s. 220: diagrammet advarer om, at tekstens udsagn om prisstigningen frem til periodens slutning ville have været anderledes, hvis der var taget udgangspunkt fem år tidligere.

Bag den tilsyneladende pædagogiske systematik skjuler sig en ofte uoverskuelig op-hobning af hver især interessante oplysninger, som så af og til er svære at få sat ind i alle relevante sammenhænge. Arbejdsmarkedet finder man i kapitlerne om »Befolkning og levestandard« og Septemberforliget, som lige nævnes under industri, omtales s. 282 under »sociale tendenser« (ikke »løn og arbejdsforhold«) i kapitlet om »Befolkning og leveforhold 1895-1910«. Undergrupperingerne er i det hele taget mindre systematiske, f.eks. er det i kap. 6: »Den liberale stat«, at man mellem en række afsnit om forskellige politikker finder et afsnit om »Innovationer på kreditmarkedet«, som kunne have været brugt i et af kapitlerne 4-5 om byerhverv og infrastruktur.

Med sine 320 sider er dette bind noget længere end de tidligere udkomne. Bogen er fyldt med detaljerede oplysninger, der kan ta-

ge pusten fra den forudsætningsløse læser. I en så informationsspækket fremstilling er der selvfølgelig altid detaljer, som må undre, som hvordan arbejdsgiverforeningen og fagforeningerne påvirkede *reallønnen* (s. 210 og s. 284) eller det faldende antal i husmandsklassen 1890-1911 i tabellen p. 281: mon ikke det sidste skyldes en omklassifikation mellem husmænd og daglejere? Ligeledes kan man jo diskutere, om det er så meget af en anomali at diskontoen er højere end obligationsrenten s. 263-64; dette forhold er ikke i modstrid med gængs viden om rentestrukturen. Iøvrigt viser dette afsnit jo, hvor ringe råderum der fandtes for pengepolitikken i en periode med guldmøntfod og frie kapitalbevægelser, omend det hører med i billedet (s. 187 og s. 262), at det var staten, der stod som den store låntager i udlandet, selv om der også var et vist salg af aktier og obligationer til udlandet.

En anden forklaring på bogens omfang er, at der er en del gentagelser rundt omkring. F.eks. bliver portkonsumtionen afskaffet mange steder i del I og skattereformen 1903 omtales både s. 234 og 260; en enkelt omtale med flere, mere præcise detaljer havde været at foretrække. Plads kunne også have været sparet på f.eks. detaljer om dampskibsrederier (s. 168 og igen s. 247-48) og s. 192-95 er der et meget langt tilløb før vi får noget at vide om de sociallove, der kom 1891-92, bl.a. diskuteres motiverne bag denne socialreform. Skulle der ofres plads, ville diskussionen om finansieringsform (bidrag eller skatter) være af større aktuel interesse. Hyldtoft har ellers blik for aktuel relevans, f.eks. nævner han i afsnittene om befolkningen udlændinges andel.

Bogen vil fremme forståelsen af de mange forandringer, der fandt sted i perioden, og der er interessant viden at hente på mange områder. Understøttet med nyere forskning omtales således p. 126 et reallønsfald for arbejdere i byerne 1850-55 på omkring en tredjedel, en reallønsnedgang så markant og med så store konsekvenser for den sociale lagdeling, at man må undre sig over, at den ikke spiller en mere fremtrædende rolle i andre historiske og økonomisk-historiske fremstillinger.

Interessant er også sammenligningen af kornsalgskrisens vidt forskellige konsekvenser for landbrugssamfundet i England og i Danmark s. 122. En længere diskussion af andelsbevægelsen (s. 154) munder ud i en vurdering af økonomiske kontra politiske motiver bag. Ved vurdering af den politiske indflydelse på organisationsformen er det værd at erindre, at princippet om én stemme pr. hoved bredte sig helt ind i banksektoren i denne periode (Folkebanker).

Man kan få det indtryk, at »næringsfriheden« 1857 (s. 55) tilvejebragte den retstilstand på området, som vi kender i nutiden. S. 106 omtales bundne næringer som noget helt særligt (bl.a. læger), og først s. 124 (i underafsnittet »Sociale tendenser i byerne«) kommer det indirekte frem, at handel og håndværk også var bundne næringer, som krævede, at man løste borgerskab (i en senere tid benævnt næringsbrev).

S. 147 er der ansats til en diskussion om landbrugets investeringer gennem omstillingsperioden. Det er underligt, at landmændene skulle kunne undgå en forøget investeringsrate, men: i de foregående årtier er der, jfr. s. 48, investeret meget i jordforbedringer af mange slags (Hyldtoft nævner s. 48, at markfred først bliver almindelig i 1860'erne), så det kan måske argumenteres, at det er investeringernes *karakter*, der skifter, nemlig fra forbedring af jordtilliggendet til bygning af stalde og anskaffelse af »inventar«. S.P. Jensen refererer i Det danske landbrugs historie III (1988), som Hyldtoft henviser til i fodnote 19, til en fordobling af »inventaret« fra 1860 til ca. 1895, hvilket svarer til en gennemsnitlig vækstrate på 2 pct. årligt. Sammen med Hyldtofts capital-output ratio på 3,5 ville dette give en nettoinvesteringsrate ud af BFI på ,07, meget på linje med niveauet s. 236 vedr. nettoinvesteringsraten fra slutningen af halvfemserne.

Men hvordan påvirkede omstillingen produktionen på forskellige typer bedrifter? Var mønsteret før omstillingen det velkendte, som vi ser senere bl.a. afspejlet s. 205: »store kornavlende brug«, hvor det store landbrug er overvejende kornproducerende, gårdbruget indtager en mellemstilling, mens husmandsbruget er intensivt i animalsk produktion? Før andelsbevægelsen var de større brug på grund af stordriftsfordele i mejeridriften (som påpeget s. 52, s. 70 og to steder s. 151) overlegne i animalsk produktion. Omvendt var kornproduktionen dengang betinget af høst med le: en særdeles arbejdsintensiv produktionsmetode, som ikke begunstigede stordrift. Man kunne derfor formode, at de store brug ikke som efter kornsalgskrisen var mindre intensive i kvægdrift. Det ville så være enklere at forstå den godsejerbaserede højreregerings passivitet under kornsalgskrisen. Højre var jo ikke liberalistisk; det var bl.a. Estrup, der fik samlet de danske jernbaner i et rent statsligt selskab (s. 171).

Mens der er grundige statistikker over jordtilliggendets fordeling på brugsstørrelser (gengivet i tabellerne s. 47 og s. 147) er en tilsvarende fordeling af kvægholdet før kornsalgskrisen ubelyst, men iflg. S.P. Jensen (anf. værk s. 247) var brug over 4 td. hk. i 1898 ensartede m.h.t. kvæghold i forhold til td. hk., og til 1909 skete der en forskydning i retning af at kvægintensiteten er aftagende med brugsstørrelser (i areal) op til omkr. 60 ha; man kan få det indtryk, at den fra 1900-årene velkendte struktur først var ved at udvikle sig.

Det kan altså stadig lade sig gøre at stille spørgsmål, som ikke bliver besvaret i denne bog; men der er også mange spørgsmål, der bliver besvaret, og mange, som ikke kunne stille uden den viden, man kan tilegne sig i bogen.