

Sune Welling Hansen

## Loven om 1 over n og kommunesammenlægningerne i 2007<sup>1</sup>

Artiklen undersøger en forventning udledt fra loven om 1 over n, formuleret af Weingast et al., om, at offentlige udgifter (projektstørrelse) vil stige med antallet af politiske myndigheder (*common pool*-størrelse). Denne forventning er blevet udfordret af Primo og Snyder, som argumenterer for, at en omvendt lov om 1 over n kan forventes under visse betingelser. I artiklen undersøges denne forventning på en afgørende case under ufavorable omstændigheder. Casen er kommunesammenlægningerne i forbindelse med Strukturreformen, og de empiriske analyser er baseret på data på kommuneniveau for perioden 1996 til og med 2006. Der findes empirisk belæg for den oprindelige formulering af loven om 1 over n, men først i det sidste år før sammenlægningernes ikrafttræden. De fundne effekter er statistisk og økonomisk signifikante samt robuste på tværs af to forskellige design og forskellige modelspecifikationer.

### Kommunesammenlægninger og *common pool*-problemer

Ved kommunesammenlægninger bringes selve kommunernes selvstændighed i spil; en selvstændighed som hidtil har kunnet tages for givet. Af samme grund er sammenlægningskommunernes økonomiske dispositioner ikke længere kun et anliggende for kommunen selv, men også for de øvrige kommuner, som indgår i sammenlægningen. Dermed skabes der grobund for *common pool*-problemer, hvilket er en type problemer, som har modtaget megen opmærksomhed inden for politologien. I sådanne problemer kan det forventes, at nogle aktører prøver at handle opportunistisk for at profitere på de resterende aktører. *Common pool*-problemer kan opstå, når fordelene og omkostningerne ved en fælles interesse er uforholdsmæssigt fordelt på de involverede aktører. I denne artikel undersøges kommunesammenlægningerne i forbindelse med Strukturreformen som et *common pool*-problem. Nærmere bestemt bruges sammenlægningerne som en case på en forventning udledt fra loven om 1 over n (Weingast et al., 1981). Forventningen er, at offentlige udgifter (benævnt projektstørrelse) stiger med antallet af politiske myndigheder (*common pool*-størrelse), og den er for nylig blevet udfordret af Primo og Snyder (2008). De argumenterer for, at en omvendt lov om 1 over n kan træde i kraft under visse betingelser. Dette underbygger forfatterne empirisk med en analyse af amerikanske data på statsniveau. Loven om 1 over n er også blevet underkastet em-

pirisk undersøgelse i tre nylige studier af svenske kommuner (Hinnerich, 2009; Jordahl og Liang, 2010) og danske (Blom-Hansen, 2007, 2010). Disse studier undersøger dog sammenhængen mellem projektstørrelse og størrelsen på de undersøgte politiske myndigheder (distriktsstørrelse) frem for antallet af myndigheder (common pool-størrelse). Dette rådes der bod på i denne artikel, som er opbygget således, at der i næste afsnit redegøres for førnævnte lov. Dernæst gennemgås de to anvendte design, hvilket efterfølges af den empiriske analyse og slutteligt konklusionerne.

## Loven om 1 over $n$

En velkendt teori inden for common pool-litteraturen er loven om 1 over  $n$  formuleret af Weingast et al. (1981). Det generelle argument bag loven er, at antallet af beslutningstagere påvirker det offentlige forbrug. I loven argumenteres på følgende vis: Et common pool-område er opdelt i  $n$  politiske myndigheder (distrikter) af samme størrelse. Hvert distrikt har en politisk repræsentant i et fælles politisk organ nedsat for hele området. Repræsentanterne antages kun at interessere sig for de fordele og omkostninger, som pålægges deres eget distrikt. Endvidere kan repræsentanterne fremsætte forslag om aktiviteter gennemført i deres eget distrikt, og disse finansieres igennem skatter indkrævet ligeligt for hele common pool-området. På baggrund af forslagene vedtager det politiske organ en fælles politisk aftale for hele common pool-området. Teoriens forventning er følgende, at der opstår et *free-rider*-problem, hvor hver politisk enhed modtager alle fordelene af lokale aktiviteter i sit lokalområde, men kun betaler  $1/n$ 'tedel af aktiviteterernes omkostninger. Fra loven kan det udledes, at henholdsvis graden af ineffektivitet, de samlede udgifter og de individuelle myndigheders udgifter (projektstørrelse) vil stige med størrelsen på common pool-området, det vil sige med antallet af distrikter,  $n$ .

Modellen er formuleret på amerikanske forhold under institutionel stabilitet, men kan tilpasses til en situation med institutionel ændring i form af kommunesammenlægninger under skandinaviske forhold, hvilket også er gjort i førnævnte skandinaviske studier: Antag at hver gruppe af sammenlægningskommuner udgør et common pool-område, og at hver kommune før sammenlægningen kan træffe selvstændige beslutninger uafhængigt af de øvrige kommuner. Antag endvidere at politikerne i hver kommune kun interesserer sig for de konsekvenser, som lokale projekter har for deres eget lokalområde. Fordelene af kommunernes projekter tilkommer stadig udelukkende deres lokalområde, mens de forbundne omkostninger overføres til den nye sammenlagte kommune efter sammenlægningen. Dermed fordeles omkostningerne på hver kommunes projekter på hele common pool-området.

Empirisk er der kun delvist støtte til loven om 1 over  $n$  generelt. I et forsøg på at forklare de blandede empiriske resultater har Primo og Snyder (2008) argumenteret for, at en omvendt lov om 1 over  $n$  kan indtræde under visse betingelser. Deres argument er, at effekten af common pool-størrelse betinges af graden af udelukkelse i forbruget af godet (*congestion*), dødvægtsomkostninger forbundet med beskatning (*deadweight costs of taxation*) og graden af omkostningsdeling (*extent of cost-sharing*). Loven om 1 over  $n$  holder kun for visse værdier af disse tre betingende faktorer, og for andre værdier er den direkte reversibel. Problemet med disse faktorer er dog, at de er meget svære at specificere empirisk (Blom-Hansen, 2010: 68; Jordahl og Liang, 2010). I deres egen empiriske analyse løser Primo og Snyder (2008: 484) problemet noget kontra intuitivt ved at slutte fra deres resultater til plausible værdier. Denne svaghed gør det kun mere interessant at undersøge, om projektstørrelse øges eller reduceres med common pool-størrelse.

Som nævnt tidligere er der en række skandinaviske studier af loven om 1 over  $n$ . Hinnerich (2009: 3) samt Jordahl og Liang (2010) undersøger, om der er en diskret og en kontinuer sammenhæng mellem distriktsstørrelse og projektstørrelse. Sidstnævnte undersøger desuden, om sammenhængen er betinget af common pool-størrelse. Blom-Hansens studie (2010) er af særlig interesse, da denne artikel delvist bygger på samme datagrundlag. Sidstnævnte vil derfor diskuteres indgående her og senere. Der er dele af Blom-Hansens (2010) analyse, som kan diskuteres, fordi der ikke sondres skarpt mellem to forskellige teoretiske forventninger: Den første er førnævnte forventning om free-rider-incitament, som vedrører sammenhængen mellem distriktsstørrelse og projektstørrelse. Den anden er forventningen om en sammenhæng mellem common pool-størrelse og projektstørrelse, hvor der med førstnævnte menes antallet af distrikter i common pool-området,  $n$  (Weingast et al., 1981: 645, 654). Blom-Hansen (2010: 61) bygger sine analyser op omkring to spørgsmål: Første spørgsmål undersøger, om common pool-problemer er til stede, og dermed om der er en diskret free-rider-effekt (parallelt til Jordahl og Liang, 2010). Dette undersøges ved at sammenligne de sammenlæggende med de fortsættende kommuner. Det andet spørgsmål vedrører effekten af common pool-størrelse, og Blom-Hansen anfører, at dette kan undersøges ved at sammenligne sammenlægningskommuners relative størrelse på tværs af sammenlægningsgrupper af forskellig størrelse. Man kan dog argumentere for, at det, som reelt undersøges, er, om der er en kontinuer free-rider-effekt (igen parallelt til Jordahl og Liang, 2010). Ud fra denne argumentation vedrører Blom-Hansens empiriske analyse af sit andet spørgsmål derfor ikke common pool-størrelse, men derimod distriktsstørrelse. Man kan ikke nødvendigvis slutte fra den

ene til den anden, da en kommune (distrikt) sagtens kan udgøre en lille eller stor relativ andel af befolkningen i sin gruppe af sammenlægningskommuner (common pool-område), uden at gruppens størrelse (common pool-størrelse) tilsvarende er lille eller stor.<sup>2</sup> Blom-Hansens (2010: 68) konklusioner om common pool-størrelse kan derfor diskuteres.

## Operationalisering og hypoteser

Efter den store runde af kommunesammenlægninger i 1960'erne og indtil starten af 00'erne var Danmark inddelt i 275 kommuner. Efter sammenlægningerne på Bornholm, Ærø og Langeland var antallet per 1. januar 2006 reduceret til 270. På dette tidspunkt var den nye kommunale inddeling vedtaget, som reducerede antallet af kommuner til 98 per 1. januar 2007. Ni af de tidligere kommuner indgik i sammenlægninger (237 ud af de 270), og disse blev sammenlagt til 65 nye kommuner. Hver tiende kommune (33) undgik dermed sammenlægning. Som forventet førte kommunesammenlægningerne til en markant stigning i den gennemsnitlige kommunestørrelse fra cirka 20.000 til omkring 55.000 indbyggere.

En analyse af loven om 1 over n på de danske kommuner forudsætter, at kommunerne besidder tilstrækkelig autonomi til at kunne handle uafhængigt. På indtægtssiden har kommunerne selvstændig udskrivningsret, til forskel fra eksempelvis i Norge, hvor kommunerne er underlagt et skatteloft (Blom-Hansen, 1998: 23). Ser vi på den kommunale sektors andel af den samlede beskatning, så opkræver kommunerne mere end hver tredje krone (181 mia. kr. af i alt 499 mia. kr. i 2007; OECD National Accounts). Kommunernes betragtelige andel af skatteopkrævningen afspejles på udgiftssiden, hvor den kommunale sektor under ét står for over to tredjedele af det offentlige forbrug (306 mia. kr. af i alt 439 mia. kr. i 2007; OECD National Accounts). Den danske offentlige sektor er altså kendetegnet ved en høj grad af fiskal decentralisering til særligt det kommunale niveau.

Spørgsmålet er dernæst, hvordan projektstørrelse skal operationaliseres. De eksisterende skandinaviske studier har undersøgt kommuners kortsigtede og langsigtede gæld (Hinnerich, 2009; Jordahl og Liang, 2010) såvel som kommunernes udgifter (Blom-Hansen, 2010). I forbindelse med kommunesammenlægningerne i 2007 er udgiftssiden mest interessant, for det første fordi en betragtelig del af kommunernes likviditet blev tvangsdeponeret, jf. senere; for det andet fordi kommunernes adgang til lånoptagelse er begrænset og forbeholdt visse anlægsformål. En række spørgsmål rejser sig vedrørende afgrænsningen af udgifter, for det første om både drifts- og anlægsudgifterne er relevante at undersøge. Man kan argumentere for, at der kan være et større

incitament for opportunistisk adfærd igennem anlægsudgifterne, da disse udgifter er sværere at omgøre på et senere tidspunkt. Spørgsmålet er dog, om sammenlægningskommunerne har kunnet handle opportunistisk givet de kraftige restriktioner pålagt kommunernes anlægsaktivitet, jf. senere. Såfremt de har kunnet dette, så kan anlægssiden betragtes som en afgørende case under favorable omstændigheder (*most favorable design*; Hague et al., 1998: 278-279) for sammenhængen mellem common pool-størrelse og projektstørrelse. Driftssiden kan omvendt betragtes som en afgørende case under ufavorable omstændigheder (*least favorable design*). Argumentet er her, at hvis sammenhængen bekræftes, så taler det stærkt for sammenhængens validitet, og man opnår konservative estimater af de undersøgte sammenhænge. Endvidere vil man herfra kunne slutte, at sammenhængen også må forventes at holde under mere favorable omstændigheder. En bekræftelse af sammenhængen under favorable omstændigheder er derimod kun en svag test af dens validitet (Hague et al. 1998), og sammenhængene må omvendt forventes at blive overestimeret. Denne artikel undersøger kommunernes driftsudgifter, men resultater fra tilsvarende analyser af anlægsudgifterne omtales afslutningsvis.

Er det for det andet relevant at undersøge kommunernes budgetterede eller faktiske udgifter? De kommunale budgetter alene er ikke særlig informative, da de ofte overskrides (Houlberg og Jeppesen, 2007). Desuden vedtages budgetterne før budgetårets begyndelse, og indikationer på opportunistik i sammenlægningskommunernes adfærd kan derfor forventes identificeret og modgået fra statslig side (Blom-Hansen, 2007: 30). Det virker derfor udelukket, at opportunistisk adfærd kommer til udtryk igennem budgetterne. En anden mulighed er at kombinere informationen i budgetterne og regnskaberne og undersøge kommunernes budgetoverholdelse. Da regnskaberne først offentliggøres et halvt år efter budgetårets afslutning, er der her mulighed for at handle opportunistisk.

Det tredje spørgsmål vedrører valg af aggregeringsniveau, det vil sige om man undersøger aggregerede udgifter eller disaggregerer udgifterne på udvalgte policyområder. Blom-Hansen (2010) undersøger driftsudgifter og anlægsudgifter både samlet set og på fem udvalgte policyområder. I denne artikel undersøges derimod kun de samlede driftsudgifter, da der er en række problemer forbundet med at disaggregere udgifterne: For det første kan det medføre, at en væsentlig del af kommunernes udgifter ikke undersøges: Hos for eksempel Blom-Hansen (2010: 60) udgør de udvalgte policyområder kun halvdelen af de samlede driftsudgifter. For det andet kan der være metodiske problemer forbundet med at analysere policyområder, hvis de undersøges som uafhængige af hinanden som hos Blom-Hansen (2010). Problemet er, at ud-

giftsudviklingen på områderne er udtryk for en samlet politisk prioritering, som endvidere er underlagt en budgetrestriktion. Inden for økonometrien er der udviklet metoder til at håndtere dette, men disse har ikke vundet større indpas i politologien. Problemet kan dog også undgås ved at undersøge aggregerede udgifter, som afspejler den samlede politiske prioritering. Der er for det tredje også en metodisk overvejelse: En årsagssammenhæng undersøgt under favorable omstændigheder ville i nærværende kontekst indebære, at man undersøger udvalgte policyområder, hvor der er særligt gode vilkår for, at sammenhængen bekræftes. Denne tilgang anvendes af Blom-Hansen (2010: 60), hvorimod denne artikel undersøger en årsagssammenhæng under ufavorable omstændigheder. Her kan det være en fordel at undersøge aggregerede udgiftsniveauer, hvis man dermed skaber ufavorable omstændigheder for bekræftelsen af sammenhængen.

På baggrund af disse teoretiske og metodiske overvejelser opstilles to hypoteser til empirisk efterprøvning: For det første forventes det, at sammenlægningskommunernes budgetoverholdelse på driftsudgifterne er systematisk dårligere end de fortsættende kommuners i perioden op til sammenlægningernes gennemførelse (hypotese 1A). For det andet forventes det, at der er en systematisk negativ sammenhæng mellem antallet af kommuner i deres sammenlægningsgrupper og budgetoverholdelsen på driftsudgifterne i sammenlægningskommunerne (hypotese 2A). Hvis disse hypoteser bekræftes, er der empirisk belæg for henholdsvis en diskret og en kontinuer sammenhæng mellem common pool-størrelse og projektstørrelse.

En mulig løsning på et common pool-problem er, at en ekstern aktør modvirker de involverede aktørers incitamentter til at handle opportunistisk (Ostrom, 1990: kapitel 1). I forbindelse med Strukturreformen pålagde regeringen derimod kommunerne en række restriktioner, allerede før der var truffet en politisk beslutning om sammenlægninger: Den første var en godkendelsesordning for anlægsbevillinger over 1 mio. kr. (Finansministeriet, 2004a: 12) indført i december 2003, over et år før Strukturkommissionen afleverede sin betænkning, og halvandet år før Strukturreformen blev vedtaget politisk. Ordningen blev fastholdt i årene 2004 til 2006 (Lov nr. 439/2004; Finansministeriet 2004b; Indenrigs- og Sundhedsministeriet 2004a; 2004b). Kommunerne blev også pålagt en række yderligere begrænsninger, som ikke kun vedrørte anlægsaktiviteten, men også driftssiden, beskatning og likviditet. I 2005 blev kommunerne pålagt en tvangsdeponering af såkaldt "overskudslikviditet" i perioden 1. oktober 2005 til 1. januar 2007 (Lov nr. 549/2005), som senere blev forlænget med et år (Finansministeriet, 2006: 14). For 2006 blev der indført begrænsninger i kommunernes skatteudskrivningsret (Lov nr. 549/2005), og

der blev oprettet sammenlægningsudvalg, hvis sammensætning afspejlede de nye kommunalbestyrelser valgt ved kommunalvalget i november 2005. Disse udvalg blev givet vidtrækkende godkendelsesbeføjelser over både de drifts- og anlægsmæssige dispositioner i 2006 (Bekendtgørelse nr. 1462/2005). Endelig pålagde regeringen kommunerne at genåbne deres budgetter for 2006, fordi det samlede serviceniveau oversteg det aftalte niveau med 2 mia. kr. Regeringen havde sikret sig hjemmel til at kunne beskære de kommunale bloktilskud (Indenrigs- og Sundhedsministeriet, 2006: 66), såfremt kommunerne ikke fik reduceret budgetterne tilstrækkeligt.

Indførelsen af disse restriktioner kan for det første tale imod de fremførte hypoteser, for spørgsmålet er, om de har frataget sammenlægningskommunerne muligheden for at handle opportunistisk. Dette er dog et empirisk spørgsmål, som ikke kan besvares *a priori*. For det andet udgør restriktionerne en metodisk fordel, da de gør sammenlægningerne til en afgørende case under ufavorable omstændigheder. Dette forudsætter igen, at restriktionerne har begrænset sammenlægningskommunernes handlemuligheder, men samtidig ikke helt har frataget dem muligheden for at handle opportunistisk. Som diskuteret tidligere så må sidstnævnte anses at være tilfældet for kommunernes anlægsudgifter, likviditet og låntagning. Om end driftssiden også har været underlagt restriktioner, så har de været mindre vidtgående, hvorfor driftsudgifterne bedre lever op til førnævnte krav.

Ud over de hidtil omtalte *ex ante*-restriktioner så har regeringen også mulighed for at modvirke opportunistisk adfærd i sammenlægningskommunerne ved *ex post* at pålægge dem sanktioner, eksempelvis igennem bloktilskudsreduktioner. Dette forudsætter dog, at regeringen kan identificere den opportunistiske adfærd, hvilket først er muligt, når de kommunale regnskaber foreligger et halvt år efter budgetårets udløb. Derfor er det mest sandsynligt, at opportunistisk adfærd først indtræder i 2006, for først i dette år kan sammenlægningskommunerne være sikre på, at de ikke pålægges sanktioner. På denne baggrund fremsættes to konkurrerende hypoteser, hvor de forventede sammenhænge først indtræder i det sidste år op til sammenlægningernes ikrafttræden (hypotese 1B og 2B).

## Undersøgelingsdesign

### *Design 1: Difference-in-Difference-design*

Ønsker man at undersøge kausale effekter ved hjælp af observationsdata, så er det oplagt at benytte et naturligt eksperiment som undersøgelsesdesign. Et naturligt eksperiment er kendetegnet ved, at selektionsmekanismen er uden for forskerens kontrol (Morgan og Winship, 2007: 41). Det kræves, at selektions-

mekanismen er baseret på en observerbar og plausibelt eksogen variationskilde (Meyer, 1995: 151). Logikken er, at ved at kontrollere for denne observerbare bias, og andre relevante observerbare karakteristika, bliver selektionen så godt som tilfældig i forhold til de potentielle udfald (Gelman og Hill, 2007: 182-183). En sådan bias i selektionsmekanismen er selvgiven i forbindelse med kommunesammenlægninger, hvis formål netop er at øge kommunestørrelsen ved at sammenlægge mindre kommuner. Forligspartierne bag Strukturreformen fastlagde en omtrentlig minimumsgrænse på cirka 30.000 indbyggere (Regeringen, 2004: 10). Dog kunne der dispenseres fra denne grænse med den såkaldte kattedem, hvor kommuner med under 20.000 indbyggere kunne accepteres. Ud over kommunestørrelse er de sammenlæggende og fortsættende kommuner også systematisk forskellige på andre forhold. Der kontrolleres for disse forhold, for at grupperne bliver så sammenlignelige som muligt og for at øge præcisionen af behandlingseffekten (Angrist og Pischke, 2009: 237).

Der kan også opstå bias i estimerne som følge af selvselektion (Meyer, 1995: 151), hvilket i dette design vedrører, om kommunerne har haft et reelt valg imellem at blive sammenlagt eller ej. Hvis de har haft et sådant valg, taler det imod, at selektionsmekanismen er plausibelt eksogen. Der er eksempelvis tale om selvselektion, hvis en kommune vælger at blive sammenlagt, fordi den er økonomisk trængt, og budgetterne af den grund skrider. For at undersøge dette kan vi sammenligne, hvor mange kommuner der *burde* blive sammenlagt (jf. minimumsgrænsen), med hvor mange kommuner der *overvejede* det. Dette kan belyses ved at se på sammenlægningsforhandlingerne, som Kommunernes Landsforening kontinuerligt offentliggjorde information om fra juni 2004 til januar 2005 (se Hansen, 2011). Man finder her en høj grad af overensstemmelse mellem de kommuner, som burde og overvejede at blive sammenlagt.

I de empiriske analyser anvendes et difference-in-difference (DiD) design (Angrist og Pischke, 2009: 227ff). Til at undersøge hypotese 1A kan benyttes et DiD-design med en periodespecifik behandlingseffekt:

$$Y_{it} = \beta_0 + \delta_0 G_i + \beta_1 T_t + \delta_1 G_i T_t + \sum_k^k \beta_k X_{kit} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

Designet består af to binære indikatorer med direkte effekter på den afhængige variabel og en indirekte effekt igennem deres interaktion: En indikator  $G_i$  angiver, om en given kommune  $i$  er medlem af behandlings- eller kontrolgruppen (henholdsvis kodet som 1 og 0). Den identificerende antagelse i designet er, at der ikke er forskel på behandlings- og kontrolgruppen før behandlingen indtræder (Angrist og Krueger, 1999: 1299), når der kontrolleres for selektionsme-



kanismen og andre observerbare karakteristika. Ved at lade  $G_i$  have en direkte effekt  $\delta_0$  på den afhængige variabel tages der højde for vedvarende uobserveret heterogenitet mellem de to kommunegrupper, som ikke relaterer sig til kommunesammenlægningerne. Den anden indikator  $T_t$  angiver, om behandlingen har fundet sted i et givent år  $t$  eller ej (henholdsvis kodet som 1 og 0). Behandling defineres som, hvorvidt kommunerne har viden om, at de skal sammenlægges eller ej i et givet år  $t$ . Ved at lade  $T_t$  have en direkte effekt  $\beta_1$  på den afhængige variabel tages der højde for uobserveret fælles heterogenitet over tid i de to kommunegrupper, som ikke relaterer sig til sammenlægningerne. Slutelig indeholder modellen et interaktionsled mellem de to indikatorer,  $G_i T_t$ , med en indirekte effekt  $\delta_1$  på den afhængige variabel.<sup>3</sup> Dette er gennemsnitseffekten af at blive sammenlagt i gruppen af sammenlægningskommuner i behandlingsperioden (*average treatment effect on the treated*; ATT). Jf. hypotese 1A er forventningen, at  $\delta_1$  er signifikant og positiv, således at sammenlægning har medført en systematisk dårligere budgetoverholdelse på driftssiden i sammenlægningskommunerne, efter de fik viden om sammenlægningerne. De øvrige elementer i ligning (1) kendes fra ordinær regressionsanalyse: Et globalt intercept  $\beta_0$ , et sæt af  $k$  kontrolvariable, som kontrollerer for observerbare karakteristika  $\sum_k \beta_k X_{kit}$ , samt et fejlded  $\varepsilon_{it}$  til uforklaret variation i en given kommune  $i$  i et givet år  $t$ . Inklusionen af kontrolvariable indebærer, at de binære indikatorer for gruppe ( $G_i$ ) og behandling ( $T_t$ ) afspejler uobserverbar heterogenitet, som forbliver tilbage, efter der er kontrolleret for observerbare karakteristika.

Der er fordele ved DiD-designet, der ikke gælder for tværsnitsdesign, der kun er baseret på information fra efter, behandlingen er indtrådt (Cook og Campbell, 1979: 98f). Omvendt er DiD-designet baseret på information med en tidsdimension, hvad enten der er tale om gentagne tværnit eller paneldata som i denne artikel.<sup>4</sup> Derfor er det for det første muligt at inkludere variable, som kun varierer over tid. For det andet giver DiD-designet bedre vilkår for at fastlægge en kausal sammenhæng, fordi det er baseret på information fra både før og efter, behandlingen indtræder. Dermed kan man kontrollere for allerede eksisterende forskelle mellem grupperne, før behandlingen indtræder. Dette gælder ikke for et tværsnitsdesign, hvorfor en eventuel gruppeforskelle efter behandlingen ikke kun kan tilskrives behandlingen, men ligeledes at der er en gruppeforskelle til at begynde med (Cook og Campbell, 1979: 98).

En mere fleksibel specifikation med årsspecifikke behandlingseffekter kan anvendes til at undersøge den konkurrerende hypotese 2B:

$$Y_{it} = \beta_0 + \delta_0 G_i + \sum_t \beta_t T_t + \sum_t \delta_t G_i T_t + \sum_k \beta_k X_{kit} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

For det første er den periodespecifikke indikator for behandling  $T_t$  erstattet af et sæt af  $u$  binære årsindikatorer for årene efter, behandlingen indtræder,  $\sum \beta_t T_t$  (med perioden før behandlingen indtræder som referencekategori). For det andet er det periodespecifikke interaktionsled erstattet med et tilsvarende sæt af interaktioner,  $\sum \delta_t G_t T_t$ . Jf. hypotese 2A er forventningen, at  $\delta_t$  er signifikant og positiv i det sidste år af behandlingsperioden ( $t = 2006$ ), men ikke i tidligere år.

For at undersøge robustheden af de empiriske resultater estimeres ligningerne under forskellige betingelser: både med og uden kontrolvariable for at undersøge deres indvirkning. Ligningerne estimeres først med OLS estimation og robuste standardfejl med kommuneklynger for at tage højde for de to niveauer i paneldataene (år indlejret i kommuner). Da paneldata indeholder variation over tid (år) og sted (kommuner), er det relevant at korrigere for tidsmæssige og stedlige afhængigheder: For det første udvikler offentlige driftsudgifter sig inkrementelt. Dette må også forventes at gælde for kommunernes budgetoverholdelse som udtryk for forskellige budgetkulturer (Houlberg, 1999; Blom-Hansen, 2010: 60). Dette tages der højde for ved at estimere ligningerne med en kortsigtet (etårig) førsteordens autoregressiv struktur (AR-1) under brug af *feasible least squares estimation* (FGLS) med Prais-Winsten estimation (Wooldridge, 2008: 421-422). For det andet tages der højde for vedvarende uobserveret heterogenitet på kommuneniveau ved at estimere ligningerne som *random intercept*-modeller med *maximum likelihood estimation*. En mulig fortolkning af denne heterogenitet er som et udtryk for budgetkulturer af mere vedvarende karakter (se Hansen, 2011). Her todeles fejleddet mellem et kommunespecifikt fejledd  $u_{it}$  for hver kommune  $i$ , og et fejledd  $\varepsilon_{it}$  for hver observation  $i$  i år  $t$ . Endelig estimeres ligningerne med begge sidstnævnte for at tage højde for både kortsigtede og vedvarende afhængigheder.

### *Design 2: Subsample design*

Designet, som anvendes til at undersøge hypotese 2A-B, er baseret på et subsample af observationerne: Kommunerne som sammenlægges ( $G_i = 1$ ), efter behandlingen er indtrådt ( $T_t = 1$ ). Spørgsmålet om selvsektion vedrører her, om sammenlægningskommunerne har haft et valg imellem *hvem*, de skulle lægges sammen med. I så fald har kommunerne kunnet påvirke størrelsen på deres common pool-område. Valg af sammenlægningspartner(e) var dog begrænset: For det første fik kommunerne kun en relativ kort tidsperiode til at finde ud af, hvem de ville sammenlægges med (fra 25. juni 2004 til 25. januar 2005). For det andet må det forventes, at valget af sammenlægningspartner(e) bygger på en lang række faktorer herunder lokal samhørighed, hvilket et nyligt studium

også har bekræftet (Bhatti og Hansen, 2010). Derfor er det ikke plausibelt, at der er en bias med hensyn til common pool-størrelse.

For det første forventes en perodespecifik effekt af common pool-størrelse  $C_h$ , jf. hypotese 2A, hvilket kan undersøges med følgende ligning.

$$Y_{hit} = \beta_0 + \delta_0 C_h + \sum_k \beta_k X_{khit} + u_{0h} + \varepsilon_{hit} \quad (3)$$

Her tages der højde for et tredje niveau i paneldataene, common pool-grupperne, som gives subscript  $h$ . Datastrukturen er derfor her årlige observationer (2003 til 2006) indlejret i 217 kommuner indlejret i 64 common pool-grupper. Parameteren af primær interesse er  $\delta_0$ , som er gennemsnitseffekten af at øge common pool-størrelse  $C_h$  med én kommune.

Den konkurrerende hypotese 2B kan undersøges med en mere fleksibel specifikation, som tillader årsspecifikke effekter af common pool-størrelse. Dette opnås ved at sætte  $C_h$  i interaktion med en binær årsindikator for hvert af de tre sidste år af behandlingsperioden (referencekategorien er det første år af behandlingsperioden, 2003):

$$Y_{hit} = \beta_0 + (\delta_0 + \delta_1 D_{2004} + \delta_2 D_{2005} + \delta_3 D_{2006}) C_h + \sum_k \beta_k X_{khit} + u_{0h} + \varepsilon_{hit} \quad (4)$$

I 2003 er gennemsnitseffekten af common pool-størrelse lig med  $\delta_0$  og i de efterfølgende år  $\delta_0 + \delta_t$ .

### *Kontrolvariable*

I et DiD-design kan man kontrollere for forhold, som vedrører både perioden før og efter, behandlingen indtræder; dog kun sidstnævnte hvis det plausibelt kan antages, at de ikke påvirkes af behandlingen (Gelman og Hill, 2007: 229). Er dette ikke tilfældet, kan der opstå endogenitetsproblemer, hvor kontrolvariablene absorberer indirekte effekter af behandlingen. Har en kommune viden om at skulle sammenlægges, kan man eksempelvis forestille sig, at kommunen vil forsøge at øge sine skatteindtægter for derved at kunne øge sine drifts- eller anlægsudgifter.

Den første kontrolvariabel er kommunernes indbyggertal (logaritmisk transformeret), som inddrages for at kontrollere for selektionsmekanismen, kommunestørrelse, jf. tidligere. Den anden kontrolvariabel er den etårige ændring i kommunens driftsbudget (Houlberg, 1999: 210; Serritzlew, 2004: 62) ud fra et argument om, at det er sværere at overholde et reduceret budget og omvendt. Derfor forventes en negativ sammenhæng mellem førnævnte og budgetover-

holdelse, jf. tabel 1. Budgettal anvendes for at undgå endogenitetsproblemer. Den tredje kontrolvariabel er forskellen mellem kommunens budgetterede og faktiske ressourcegrundlag med en forventning om en positiv sammenhæng. Argumentet er her, at uventede velstandsstigninger i løbet af budgetåret til dels omsættes til øget forbrug (for parallelle argumenter for indkomst, se Blom-Hansen, 2007: 33, 2010: 60). Et velstandsmål anvendes her i stedet for et indkomstmål for at undgå endogenitetsproblemer.

*Tabel 1: Forventninger til kontrolvariable*

Variabel	Forventning
$\Delta$ Driftsudgifter	$\beta < 0$
Ressourcegrundlag (forskel)	$\beta > 0$
Indbyggertal (ln)	$ \beta  > 0$
$\Delta$ Arbejdsløshed	$\beta > 0$
$\Delta$ Kontanthjælpsmodtagere	$\beta > 0$
Valgår	$\beta > 0$

Den fjerde og femte variabel er den etårige ændring i kommunens arbejdsløshed og kontanthjælpsmodtagere med en forventning om positive sammenhænge (Houlberg, 1999: 211, 212; Blom-Hansen, 2007: 33). Argumentet er her, at stigninger i disse udgiftskrævende grupper i løbet af budgetåret gør det sværere at overholde budgettet og omvendt. Heller ikke disse variable skaber endogenitetsproblemer. Endelig peger den eksisterende litteratur på, at politiske konjunkturcykluser er en vigtig forklaringsfaktor (Houlberg, 1999; Hansen, 2011; Mouritzen, 1989; Serritzlew, 2005). Derfor inkluderes en binær indikator for valgår i design 1, hvorimod den er overflødig i design 2. Heller ikke denne indikator skaber endogenitetsproblemer.

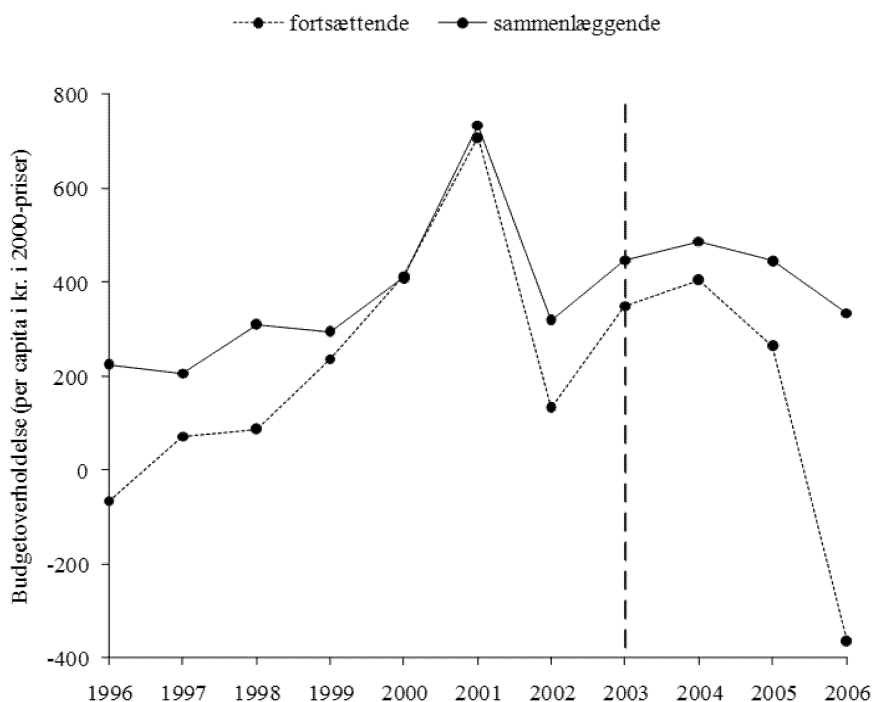
## Hvad skete frem mod sammenlægningerne?

### *Resultater fra design 1*

Figur 1 illustrerer budgetoverholdelsen for de fortsættende og sammenlæggende kommuner i tidsperioden 1996 til 2006. Langs y-aksen angives den gennemsnitlige grad af budgetoverholdelse i de to grupper: Positive værdier angiver overskridelser og omvendt. Lad os starte med at tage udgangspunkt i perioden, før behandlingen indtræder, dvs. årene 1996 til 2002: Som vi kan se, så er de sammenlagte kommuners budgetoverholdelse systematisk dårligere i

hele perioden. Samtidig er udviklingen i de to grupper bemærkelsesværdig ens, således at overholdelsen bliver dårligere frem til 2001, hvorefter en markant forbedring indtræder i 2002. Der er dog visse forskelle i årene 1996 til 1998, hvilket bevirker, at der er en signifikant forskel i de to gruppers budgetoverholdelse. Men forskellen bliver klart insignifikant, når budgetoverholdelsen betinges af selektionsmekanismen samt de øvrige kontrolvariable, og dermed er den identificerede antagelse i DiD-designet opfyldt.<sup>5</sup>

Figur 1: Gruppegennemsnit for budgetoverholdelse på nettodriftsudgifter, 1996-2006



Hvad angår perioden efter behandlingen indtræder, forventes sammenlægningskommunernes budgetoverholdelse at være systematisk dårligere, jf. hypotese 1A. Af figur 1 fremgår det, at gruppens gennemsnitlige budgetoverholdelse er dårligere i alle fire år, og at gruppeforskellen bliver større i de to sidste år. Særligt i det sidste år er der en markant forskel, hvilket umiddelbart taler for hypotese 1B snarere end 1A. De empiriske resultater for ligning (1) gives i model (1) til (5) i tabel 2.

Parameteren af primær interesse er effekten af interaktionsleddet mellem de to binære indikatorer, som afspejler behandlingseffekten, defineret som gennemsnitseffekten af at blive sammenlagt i gruppen af sammenlægningskommuner (ATT-effekten): Effekten er positiv som forventet, uanset hvordan modellen specificeres, og på mellem 134 til 203 kroner per indbygger. Men effekten er ikke robust, da den kun er signifikant i model (4), hvor der tages højde for vedvarende uobserveret heterogenitet på kommuneniveau. Tages der også højde for kortsigtet tidsafhængighed i budgetoverholdelsen, bliver effekten igen insignifikant. De empiriske resultater afkræfter derfor hypotese 1A. Hvad angår kontrolvariablene, så er deres effekter i næsten alle tilfælde signifikante med de forventede fortegn. Undtagelsen er den binære valgårsindikator, hvis effekt har skiftende fortegn og er klart insignifikant i alle specifikationer. Dette skyldes formentlig, at den periodespecifikke tidsindikator  $T_t$  tager højde for en god del af variationen mellem årene. Endvidere er der en klar kortsigtet tidsafhængighed i budgetoverholdelsen med betragtelige, positive koefficienter for autokorrelation ( $\rho$ ). Der er ligeledes betragtelige stedlige afhængigheder, og 22,5 pct. af den samlede variation i kommunernes budgetoverholdelse kan tilskrives forskelle mellem kommuner (ICC). Dette halveres til 10,7 pct., når der tages højde for kortsigtede tidsafhængigheder.

De empiriske resultater for ligning (2) gives i model (6) til (10), og disse vedrører forventningen fra hypotese 1B om, at behandlingseffekten først indtræder i det sidste år, 2006. Der ses en betydelig variation i behandlingseffekten i de enkelte år, hvilket forklarer, hvorfor der ikke kan findes belæg for en periodespecifik effekt. I årene 2003 til 2005 skifter effektens fortegn, og den er i alle tilfælde insignifikant. Men i 2006 er der en positiv og stærkt signifikant behandlingseffekt på mellem 568 og 643 kroner per indbygger. Dette svarer til, at budgetoverholdelsen forværres med 2 pct. af de gennemsnitlige budgetterede nettodriftsudgifter i 2006 (som udgjorde 29.826 kroner per indbygger). Dette lyder umiddelbart ikke af meget, men man skal her huske på kommunernes anseelige samfundsøkonomiske vægt: I 2006 var de samlede budgetterede driftsbudgetter på over 138 mia. kroner. Angående kontrolvariablene så har alle de forventede fortegn i de forskellige specifikationer, og er alle signifikante med undtagelse af ressourcegrundlaget. Effekten af den binære valgårsindikator er nu også signifikant, hvilket bekræfter, at den tidligere manglende signifikans skyldes den periodespecifikke tidsindikator,  $T_t$ . Endvidere genfindes de samme tidsmæssige og stedlige afhængigheder, som blev fundet i de tidligere modeller. Konklusionen på de empiriske resultater fra design 1 er, at hypotese 1B bekræftes, da der er en behandlingseffekt i det sidste år før sammenlægnin-

Table 2: Empiriske resultater fra design 1 (fuldt sample)

Model	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
Estimationsmetode	OLS	OLS	FGLS (AR-1)	ML RI	ML RI (AR-1)	OLS	OLS	FGLS (AR-1)	ML RI	ML RI (AR-1)
Kontrolvariable	Nej	Ja	Ja	Ja	Ja	Nej	Ja	Ja	Ja	Ja
Sammenlægnung	131* (66)	35 (63)	88 (69)	37 (73)	75 (78)	131* (66)	27 (63)	40 (70)	27 (74)	38 (79)
Behandling	-63 (103)	-110 (102)	-199 (105)	-114 (61)	-178* (82)					
Sammenlægnung * Behandling	134 (107)	196 (106)	146 (107)	203** (65)	162 (86)					
D2003						123 (158)	-111 (148)	-177 (129)	-133 (103)	-159 (99)
D2004						179 (125)	169 (123)	172 (111)	170 (104)	184 (113)
D2005						38 (111)	180 (112)	181 (111)	204* (102)	194 (117)
D2006						-590** (128)	-674** (130)	-694** (127)	-694** (104)	-691** (119)
Sammenlægnung*D2003							78 (152)	36 (129)	91 (108)	42 (103)
Sammenlægnung*D2004							21 (129)	-34 (116)	33 (109)	-23 (119)
Sammenlægnung*D2005							51 (118)	37 (117)	90 (107)	48 (122)
Sammenlægnung*D2006							568** (139)	603** (136)	643** (107)	612** (124)
$\Delta$ Driftsudgifter		-196** (21)	-263** (16)	-214** (17)	-254** (15)		-256** (25)	-334** (17)	-284** (19)	-329** (16)
Ressourcegrundlag (forskøl)		4* (2)	3 (2)	4** (1)	3* (1)		3 (1)	2 (1)	3** (1)	2* (1)
Indbyggeral (ln)		-53* (23)	-71** (24)	-50 (28)	-66* (28)		-57* (24)	-75** (24)	-55 (28)	-71* (29)
$\Delta$ Arbejdsløshed		99** (15)	50** (13)	115** (13)	60** (14)		136** (16)	99** (14)	159** (15)	109** (14)
$\Delta$ Kontanthjælpsmodtagere		108** (13)	78** (11)	102** (11)	82** (12)		100** (13)	67** (11)	93** (14)	70** (12)
Valgår		-45 (26)	2 (24)	-42 (24)	-4 (21)		57* (29)	90** (25)	72* (31)	89** (26)
Intercept	22,6** (63)	2,673	2,673	2,673	2,673	22,6** (63)	307** (63)	287** (68)	301** (71)	287** (76)
Obs.	2,673	2,673	2,673	2,673	2,673	2,673	2,673	2,673	2,673	2,673
R <sup>2</sup>	0,012	0,082	0,143			0,026	0,104	0,187		
Rho			0,528		0,447			0,543		0,460
ICC kommuneniveau				0,225	0,107				0,238	0,119

Noter: I tabellen rapporteres de standardiserede koefficienter med deres standardfejl i parentes (i OLS og FGLS-estimerede modeller oplyses robuste standardfejl med kommuneklynger). Forkortelser for estimationsmetode: OLS = ordinary least squares, FGLS = feasible generalized least squares med Prais-Winsten estimation; og ML RI = random intercepts model estimeret med maximum likelihood med eller uden førsteordens autoregressiv struktur (AR-1). Øvrige forkortelser: Rho = koefficienten for autokorrelation; og ICC = intra-klasse korrelationskoefficient. Asterisker angiver signifikansniveau: \* = signifikant på 5 pct. niveau; \*\* = signifikant på 1 pct. niveau.

gernes ikrafttræden, der er både statistisk og økonomisk signifikant såvel som robust imod modellens specifikation.

Spørgsmålet er, om de empiriske resultater fra design 1 er i overensstemmelse med Blom-Hansens: Han finder, at sammenlægning er forbundet med en forværret budgetoverholdelse på 568 kroner per indbygger i 2006, hvilket svarer til resultaterne fra model (6), hvor kontrolvariable ikke er medtaget. Men når disse inddrages i model (7), så øges behandlingseffekten med 12 pct. til 634 kroner per indbygger. Man kan her argumentere for, at effekten af at blive sammenlagt underestimeres hos Blom-Hansen. Dette understøttes af, at i de øvrige modeller (3)-(5), hvor der også tages højde for tidsmæssige og stedlige afhængigheder, er behandlingseffekten også større med 6 til 13 pct. Underestimeringen af den diskrete effekt af at blive sammenlagt kan tilskrives, at Blom-Hansen ikke tager højde for en række forhold, der ikke relaterer sig til sammenlægningerne, men som det er væsentligt at tage højde for, jf. det foregående afsnit.

### *Resultater fra design 2*

De to resterende hypoteser 2A og 2B vedrører effekten af antallet af kommuner i sammenlægningsgrupperne. De empiriske resultater for ligning (3) gives i model (11) til (15) i tabel 3.

Effekten af antallet af kommuner er positiv som forventet, men samtidig også insignifikant i alle specifikationer af modellen. De empiriske resultater afkræfter derfor hypotese 2A. Hvad angår kontrolvariablene, så er effekterne af ændringen i driftsbudgetterne og kontanthjælpsmodtagere signifikante med det forventede fortegn. Effekten af ressourcegrundlag er positiv som forventet, men insignifikant, og effekten af ændringen i arbejdsløshed er både insignifikant og har skiftende fortegn. Disse kontraintuitive resultater skyldes formentlig, at de fortsættende kommuner ikke er medtaget i modellen. Ydermere er der stadig betragtelige tidsmæssige og stedlige afhængigheder i kommunerne budgetoverholdelse: Over en tredjedel af den samlede variation kan tilskrives forskelle mellem kommunerne, når der ikke tages højde for stedlige afhængigheder, hvilket falder til en tiendedel, når der tages højde for det.

Resultaterne for ligning (4) er givet i model (16) til (20), og her ser vi, at effekten af antallet af kommuner varierer betydeligt i de enkelte år: I årene 2003 til 2005 er effekten i alle tilfælde insignifikant og negativ med en effekt på mellem -27 og -53 kroner per indbygger. I 2006 er effekten derimod højsignifikant og positiv på mellem 146 og 155 kroner per indbygger. Dette svarer til, at når antallet af kommuner i en sammenlægningsgruppe stiger med én kommune, så forværres budgetoverholdelsen med 0,5 pct. af sammenlægningskommunernes



*Table 3: Empiriske resultater fra design 2 (fuldt sample)*

Model	11		12		13		14		15		16		17		18		19		20		
	OLS	OLS	OLS	OLS	FGLS (AR-1)	FGLS (AR-1)	ML RI	ML RI (AR-1)	OLS	OLS	OLS	OLS	OLS	OLS	FGLS (AR-1)	FGLS (AR-1)	ML RI	ML RI (AR-1)	ML RI	ML RI (AR-1)	
Estimationsmetode																					
Kontrollvariable	Nej	Ja	Nej	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Nej	Nej	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja
D2004	40 (41)	76 (89)	192** (74)	139 (83)	182* (77)	66 (75)	124 (108)	250* (99)	191 (110)	237* (100)											
D2005	-1 (52)	61 (103)	199* (86)	136 (90)	187* (89)	-28 (114)	49 (145)	210 (133)	132 (118)	193 (12)											
D2006	-113 (62)	-51 (108)	34 (88)	2 (85)	27 (86)	-508** (123)	-436** (148)	-328* (138)	-366** (112)	-337** (120)											
Antal kommuner	15 (21)	10 (23)	29 (24)	10 (25)	25 (25)	-31 (30)	-29 (32)	-27 (33)	-27 (33)	-27 (33)											
Antal kommuner * D04						-12 (29)	-24 (28)	-25 (28)	-25 (36)	-25 (32)											
Antal kommuner * D05						12 (43)	3 (41)	-3 (41)	1 (36)	-2 (38)											
Antal kommuner * D06						186** (50)	176** (49)	173** (49)	174** (36)	173** (41)											
Δ Driftsudgifter			-327** (66)	-389** (52)	-373** (42)	-385** (40)															
Ressourcegrundlag (forskæl)			10 (11)	1 (9)	6 (9)	2 (8)	10 (11)	1 (8)	5 (9)	2 (8)											
Indbyggertal (ln)			-78 (44)	-93* (46)	-82 (51)	-90 (52)	-77 (44)	-92 (47)	-80 (51)	-89 (52)											
Δ Arbejdsløshed			-35 (38)	17 (33)	-13 (37)	12 (35)	-39 (37)	18 (32)	-16 (36)	11 (34)											
Δ Kontakthjælpsmodtagere			143** (43)	89* (37)	133** (34)	96* (32)	143** (44)	86* (37)	133* (33)	95* (31)											
Intercept	414** (59)	377** (93)	254** (85)	327** (88)	270* (88)	513** (77)	461** (106)	368** (100)	406** (99)	376** (98)											
Effekt antal kommuner (2004)			-43 (30)	-53 (29)	-51 (29)	-43 (30)															
Effekt antal kommuner (2005)			-19 (31)	-26 (31)	-29 (31)	-19 (31)															
Effekt antal kommuner (2006)			155** (41)	147** (41)	146** (41)	155** (41)															
Obs.	868	868	868	868	868	868	868	868	868	868	868	868	868	868	868	868	868	868	868	868	868
R <sup>2</sup>	0,008	0,079	0,142	0,142	0,142	0,035	0,104	0,178	0,178	0,178											
Rho			0,558	0,558	0,461	0,461															
ICC kommuneniveau			0,367	0,367	0,106	0,106															

Noter: Sub-samplet består af kun sammenlægningskommunerne efter behandlingen indtræder. I tabellen rapporteres de usandardiserede koefficienter med deres standardfej i parentes (i OLS og FGLS-estimerede modeller oplyses robuste standardfej clustret på kommuneniveau). Øvrige forkortelser omtales i noterne til tabel 2.

gennemsnitlige budgetterede nettodriftsudgifter i 2006 (som udgjorde 29.443 kroner per indbygger). Da sammenlægningsgrupperne har mellem to og syv kommuner, er den maksimale effekt lig med 730 til 775 kroner per indbygger, hvilket svarer til godt 2,5 pct. af driftsbudgettet. Angående kontrolvariablene så er der ingen forskelle til modellerne for ligning (3). Alt i alt bekræfter de empiriske resultater hypotese 2B, da der er en robust effekt af antallet af kommuner i sammenlægningsgrupperne, der er statistisk såvel som økonomisk signifikant.

Det er sværere at sammenligne de empiriske resultater fra design 2 med Blom-Hansens (2010), da common pool-størrelse operationaliseres forskelligt. En måde at foretage en sammenligning på er ved at se sammenholde de fundne maksimale effekter: Blom-Hansen finder en insignifikant effekt på 29 kroner per indbygger, hvilket giver en maksimal effekt på 668 kroner per indbygger. Den maksimale effekt fra design 2 er 9 til 16 pct. højere, hvorfor man i lighed med tidligere kan argumentere for, at Blom-Hansen også underestimerer den kontinuære effekt af at blive sammenlagt.<sup>6</sup>

## Konklusion

I denne artikel er forventningen om en sammenhæng mellem common pool-størrelse og projektstørrelse fra loven om 1 over n blevet undersøgt. Der er fundet empirisk belæg for en positiv sammenhæng i overensstemmelse med loven om 1 over n som formuleret af Weingast et al. (1981). Der findes dermed ikke støtte til Primo og Snyders (2008) argument om en negativ sammenhæng. Da der endvidere er vanskeligheder med empirisk at specificere betingelserne for førnævnte model, virker det oplagt, at fremtidige studier koncentrerer sig om den oprindelige formulering af loven.

Sammenhængen mellem common pool-størrelse og projektstørrelse bekræftes kun i det sidste år af behandlingsperioden, hvilket formentlig skyldes to forhold: For det første vidste sammenlægningskommunerne først i 2005, om de med sikkerhed skulle sammenlægges og med hvem. For det andet kunne sammenlægningskommunerne først i 2006 være sikre på ikke at blive pålagt sanktioner for eventuelle budgetoverskridelser, da disse først kunne identificeres et halvt år efter, sammenlægningerne var gennemført. Endvidere er der fundet empirisk belæg for en diskret og en kontinuer effekt af common pool-størrelse på projektstørrelse. De fundne effekter er statistisk såvel som økonomisk signifikante og er robuste på tværs af to forskellige undersøgelsesdesign baseret på to forskellige samples, som hver især er specificeret i fem forskellige modeller. I forhold til Blom-Hansens (2010) undersøgelser er der i artiklen blevet argumenteret for, at effekten af at blive sammenlagt underestimeres hos førnævnte.

En vigtig substantiel pointe kan sluttelig også drages fra de empiriske resultater: Reformen af lokale og regionale myndigheder forekommer med større hyppighed i dag. Disse er kun samfundsøkonomisk forsvarlige, såfremt fordelene med at reformere overstiger omkostningerne. Omfanget af disse omkostninger er et forsømt område i den eksisterende litteratur, som fremtidig forskning bør rette op på.

## Noter

1. Artiklen er en teoretisk og metodisk videreudvikling af forfatterens ph.d.-afhandling (Hansen, 2011). Forfatteren vil gerne takke Forskningsprogrammet om Strukturreformen, Det Kommunale Momsfond og Indenrigs- og Sundhedsministeriet for finansieringen af min ph.d.-afhandling. Ligeledes tak til en række forskere, der har bidraget med konstruktive tanker og kommentarer, særligt Professor Poul Erik Mouritzen, Professor Asbjørn Sonne Nørgaard og Lektor Robert Klemmensen.
2. Eksempelvis har Sønderborg og Vejen kommuner nogenlunde samme relative størrelse på 2,3-2,4 når operationaliseret jf. Blom-Hansen (2010: 69). Men common pool-størrelsen er markant forskellig, da der er henholdsvis fire og syv kommuner i deres sammenlægningsgruppe.
3. Brugen af interaktioner kan skabe problemer med multicollinearitet, og at man derfor får for konservative (store) standardfejl. Selvom det er at foretrække at undgå enhver form for bias, så er det et mindre problem, når man søger konservative estimater som i denne artikel.
4. De empiriske analyser er baseret på et balanceret paneldatasæt for de danske kommuner (217/243 per år) fra 1996 til 2006. En række kommuner ekskluderes på baggrund af tre kriterier: Hvis kommunen har haft både kommunale og amtslige opgaver; hvis kommunen har været del af en frivillig kommunesammenlægning urelateret til Strukturreformen; og hvis kommunen har været under administration i perioden 1986-2006. Dermed reduceres antallet af kommuner fra 270-275 til 243.
5. I modellen indgår et sæt binære årsindikatorer (1996 er referencekategori). Når kontroller udelades, er den tosidede p-værdi for  $G_i$  lig 0,049, og når de inkluderes (uden den binære variabel for valgår *qua* sættet af årsindikatorer), stiger p-værdien til 0,794.
6. For yderligere at underbygge resultaternes robusthed blev model (11) til (20) re-estimeret med inddragelse af distriktsstørrelse som operationaliseret henholdsvis hos Blom-Hansen (2010) og Hansen (2011). Effekten af common pool-størrelse bibeholdt sin signifikans og fortegn, uanset hvilken operationalisering blev anvendt. Dog faldt effektstørrelsen i model (16) til (20) til mellem 110 og 134 kroner per indbygger, når operationaliseringen fra Hansen (2011) blev anvendt. Kom-

munernes overholdelse af anlægsbudgetterne blev også undersøgt i modeller identiske med model (1) til (20). I design 1 findes ikke nogen robust, signifikant behandlingseffekt. I en specifikation svarende til model (6) findes der dog en positiv og signifikant behandlingseffekt i 2006 på 613 kroner per indbygger, men denne bliver insignifikant og reduceres til 457 kroner, når kontrolvariablene medtages. Blom-Hansen (2010: 61) finder tilsvarende en effekt på 465 kroner, som er signifikant på et 10 pct. niveau, hvilket dog er et noget højt signifikansniveau givet antallet af observationer. I design 2 findes ikke nogen signifikant, robust effekt af common pool-størrelse. Alt i alt indikerer dette, at de statslige restriktioner har været så stærke på anlægssiden, at kommunerne har været forhindret i at handle opportunistisk. Det skal endvidere bemærkes, at der ikke er nævneværdige tidsmæssige eller stedlige afhængigheder på anlægssiden.

## Litteratur

- Angrist, Joshua D. og Alan B. Krueger (1999). Empirical Strategies in Labor Economics, pp. 1277-1366 i Orley Ashenfelter og David Card (red.), *Handbook of Labor Economics*. Amsterdam: Elsevier.
- Angrist, Joshua D. og Jörn-Steffen Pischke (2009). *Mostly Harmless Econometrics. An Empiricist's Companion*. Princeton: Princeton University Press.
- Bekendtgørelse nr. 1462 af 19/12/2005. *Bekendtgørelse om regulering af væsentlige økonomiske dispositioner i kommunerne i 2006*.
- Bhatti, Yosef og Kasper Møller Hansen (2010). Who "Marries" Whom? The Influence of Societal Connectedness, Economic and Political Homogeneity, and Population Size on Jurisdictional Consolidations. *European Journal of Political Research* 50 (2): 212-238.
- Blom-Hansen, Jens (1998). *Studier i statens styring af den kommunale sektors økonomi*. Aarhus: Forlaget Politica.
- Blom-Hansen, Jens (2007). Pengeafbrænding før lukketid? Om kommunernes økonomiske dispositioner op mod kommunesammenlægningerne i 2007, pp. 23-54 i Vibeke Lehmann Nielsen og Niels Ploug (red.), *Når politik bliver til virkelighed. Festskrift til Professor Søren Winter*. København: SFI.
- Blom-Hansen, Jens (2010). Municipal Amalgamations and Common Pool Problems: The Danish Local Government Reform in 2007. *Scandinavian Political Studies* 33 (1): 51-73.
- Cook, Thomas D. og Donald T. Campbell (1979). *Quasi-experimentation. Design & Analysis Issues for Field Settings*. Boston: Houghton Mifflin Company.
- Finansministeriet (2004a). *Kommunal Budgetoversigt. Budget 2004 og aftalerne*. København: Finansministeriet.

- Finansministeriet (2004b). *Aftaler om den kommunale økonomi for 2005*. København: Finansministeriet.
- Finansministeriet (2005). *Kommunal Budgetoversigt. Budget 2005 og aftalerne*. København: Finansministeriet.
- Finansministeriet (2006). *Aftaler om den kommunale og regionale økonomi for 2007*. København: Finansministeriet.
- Gelman, Andrew og Jennifer Hill (2007). *Data Analysis Using Regression and Multi-level/Hierarchical Models*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Hague, Rod, Martin Harrop og Shaun Breslin (1998). *Comparative Government and Politics. An Introduction* (4. udg.). London: MacMillan.
- Hansen, Sune Welling (2011). *Towards Genesis or the Grave. Financial Effects of Local Government Mergers*. Odense: Syddansk Universitetsforlag.
- Hinnerich, Bjørn Tyrefors (2009). Do Merging Local Governments Free Ride on Their Counterparts when Facing Boundary Reform? *Journal of Public Economics* 93 (5-6): 721-728.
- Houlberg, Kurt (1999). Budgetoverskridelsernes anatomi. *Nordisk Administrativ Tidsskrift* 80 (3): 200-232.
- Houlberg, Kurt og Tim Jeppesen (2007). *De drilske kommunale budgetter*. Aarhus: KREVI.
- Indenrigs- og Sundhedsministeriet (2004a). *BEK nr 1045 af 29/10/2004. Bekendtgørelse om godkendelse af iværksættelse af kommunal anlægsvirksomhed for 2005*.
- Indenrigs- og Sundhedsministeriet (2004b). *BEK nr 533 af 13/06/2004. Bekendtgørelse om godkendelse af iværksættelse af kommunal anlægsvirksomhed for 2004*.
- Indenrigs- og Sundhedsministeriet (2006). *Det kommunale budget 2006*. København: Indenrigs- og Sundhedsministeriet.
- Jordahl, Henrik og Che-Yuan Liang (2010). Merged Municipalities, Higher Debt: on Free-riding and the Common Pool Problem in Politics. *Public Choice* 143 (1-2): 157-172.
- Lov nr. 439 af 09/06/2004. *Lov om ændring af lov om kommunernes styrelse, lov om Hovedstadens Udviklingsråd og lov om Hovedstadens Sygehusfællesskab (Bemyndigelse til fastsættelse af regler om iværksættelse af kommunal anlægsvirksomhed m.v.)*.
- Lov nr. 549 af 24/06/2005. *Lov om midlertidig binding af kommunernes og amtskommunernes overskudslikviditet*.
- Meyer, Bruce D. (1995). Natural and Quasi-Experiments in Economics. *Journal of Business & Economic Statistics* 13 (2): 151-161.
- Morgan, Stephen L. og Christopher Winship (2007). *Counterfactuals and Causal Inference. Methods and Principles for Social Research*. Cambridge: Cambridge University Press.

- Mouritzen, Poul Erik (1989). The Local Political Business Cycle. *Scandinavian Political Studies* 12 (1): 37-55.
- OECD National Accounts. *Table: OECD National Accounts – Volume IV – General Government Accounts – Detailed tables (in millions of national currency)*.
- Ostrom, Elinor (1990). *Governing the Commons. The Evolution of Institutions for Collective Action*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Primo, David M. og James M. Snyder (2008). Distributive Politics and the Law of 1/n. *The Journal of Politics* 70 (2): 477-486.
- Regeringen (2004). *Aftale om strukturreform*. København: Indenrigs- og Sundhedsministeriet.
- Serritzlew, Søren (2004). *Offentlig budgetlægning i et institutionelt perspektiv*. Aarhus: Forlaget Politica.
- Serritzlew, Søren (2005). Breaking Budgets: An Empirical Examination of Danish Municipalities. *Financial Accountability & Management* 21 (4): 413-435.
- Weingast, Barry R., Kenneth A. Shepsle og Christopher Johnsen (1981). The Political Economy of Benefits and Costs: A Neoclassical Approach to Distributive Politics. *Journal of Political Economy* 89 (4): 642-664.
- Wooldridge, Jeffrey M. (2008). *Introductory Econometrics. A Modern Approach* (4. udg.). Florence: South-Western CENGAGE Learning.

## Appendiks: Beskrivelse af variable

Budgetoverholdelse på skattefinansierede nettodrifts- og anlægsudgifter  
Etårig ændring i netto-drifts- og anlægsudgifter

Operationalisering:  
Budgetoverholdelse er operationaliseret som regnskab fratrukket budget. Overholdelsen er udtrykt i DKK per indbygger i 2000-priser (deflatering er foretaget med pris- og lønniveauet).  
De skattefinansierede drifts- og anlægsudgifter er operationaliseret som de samlede drifts- eller anlægsudgifter fratrukket brugerfinansierede udgifter (for 1996-2000 funktionerne 0.50-0.53, 0.60-0.65, 1.01-1.04, 1.06 og 5.30; for 2001-2006 funktionerne 1.01-1.04, 1.06, 1.40-1.43, 1.50-1.55 og 5.30).  
Nettodrifts-/anlægsudgifter er operationaliseret som bruttodrifts-/anlægsudgifter fratrukket drifts-/anlægsindtægter og statsrefusion.  
Den etårige ændring er udtrykt i 1.000 DKK per indbygger i 2000-priser (deflatering er foretaget med pris- og lønniveauet).

Kilder:

Budgettal fra Danmarks Statistiks Statistikbank BUD1.  
Regnskabstal fra Danmarks Statistiks Statistikbank REG11.

Kommunernes brugerfinansierede udgifter i budget for 1996-1997 fra Danmarks Statistiks Statistikbanks BUD32X. Og for 1998-2006 fra BUD32.

Kommunernes brugerfinansierede udgifter i regnskab fra Danmarks Statistiks Statistikbanks REG31.

Kommunernes indbyggertal fra Danmarks Statistiks Statistikbank BEF1A.

Etårig ændring i kontanthjælpsmodtagere

Operationalisering:  
Antallet af kontanthjælpsmodtagere er operationaliseret som modtagere under 67 år, som har modtaget en form for kontanthjælpsydelse. Antallet er udtrykt i pct. af antallet af personer i den arbejdsdygtige alder (17- til 66-årige).

Kilder:

Antallet af kontanthjælpsmodtagere fra Danmarks Statistiks Statistikbank KHIR.

Antallet af personer i den arbejdsdygtige alder fra Danmarks Statistiks Statistikbank BEF1A.

Etårig ændring i arbejdsløshed

Operationalisering:  
Arbejdsløshed er operationaliseret som antallet af arbejdsløse i pct. af antallet af personer i den arbejdsdygtige alder (17- til 66-årige).

Kilder:

Antallet af arbejdsløse fra Danmarks Statistiks Statistikbank AARD.

Antallet af personer i den arbejdsdygtige alder fra Danmarks Statistiks Statistikbank BEF1A.

Forskel mellem budgetteret og faktisk ressourcegrundlag

Operationalisering og kilder:  
Forskellen i ressourcegrundlag er operationaliseret som det faktiske grundlag fratrukket det budgetterede grundlag. Ressourcegrundlaget beregnes som beskatningsgrundlaget tillagt en beregnet beskatningsgrundlagsværdi. Forskellen i ressourcegrundlag er udtrykt i DKK per indbygger i 2000-priser. En udførlig beskrivelse af udregning og kilder gives i Hansen (2011).