

Lars Gunnesdal

Eierskap i barnehagesektoren

| | | |
|---|---------------------------------------|---------------|
| © Statistisk sentralbyrå, september 2010 Ved bruk av materiale fra denne publikasjonen skal Statistisk sentralbyrå oppgis som kilde. | Standardtegn i tabeller | Symbol |
| ISBN 978-82-537-7939-3 Trykt versjon | Tall kan ikke forekomme | . |
| ISBN 978-82-537-7940-9 Elektronisk versjon | Oppgave mangler | ... |
| ISSN 1891-5906 | Oppgave mangler foreløpig | ... |
| Emne: 04.02.10 | Tall kan ikke offentliggjøres | : |
| Trykk: Statistisk sentralbyrå | Null | - |
| | Mindre enn 0,5 av den brukte enheten | 0 |
| | Mindre enn 0,05 av den brukte enheten | 0,0 |
| | Foreløpig tall | * |
| | Brudd i den loddrette serien | — |
| | Brudd i den vannrette serien | |
| | Desimaltegn | , |

Forord

Dette notatet er en revidert utgave av en masteroppgave skrevet som en del av et studentengasjement ved SSB våren 2010, og har mottatt støtte fra Kommunal- og regionaldepartementet.

Takk til Audun Langørgen, Rolf Aaberge og Tarjei Havnes, alle i Forskningsavdelingen i SSB - Gruppe for offentlig økonomi, for nyttige kommentarer og innspill.

Sammendrag

Private aktører står for i underkant av halvparten av det totale tilbudet av barnehageplasser på landsbasis. Tidligere analyser av barnehagesektoren har hovedsakelig omhandlet kostnads- eller effektivitetsforskjeller mellom privat og offentlig eierskap. Dette notatet ser på hvilke faktorer som påvirker den private andelen barnehageplasser i de ulike kommunene.

Arbeidet tar utgangspunkt i etablerte sammenhenger fra kommunemodellen KOMMODE mellom sosiale, demografiske og politiske forhold i kommunen og kommunal pengebruk i ulike sektorer. Disse blir brukt til å danne hypoteser om hvilke egenskaper ved de enkelte kommunene som kan forventes å ha en effekt på fordelingen mellom offentlig og privat eierskap i barnehagesektoren. Forklaringsfaktorene blir delt inn i faktorer som påvirker innbyggernes etterspørsel eller behov for barnehageplass, faktorer som påvirker kostnadsnivået ved å tilby barnehage-tjenester, kommunens inntektsnivå og til slutt faktorer som kan ha en effekt på eierskapsstrukturen gjennom innbyggernes preferanser.

Resultatene viser at god kommuneøkonomi, spredt bosettingsmønster, høy sosialistandel i kommunestyret, høyt gjennomsnittlig utdanningsnivå og et lavt innbyggertall i kommunen alle trekker i retning av en større offentlig andel barnehageplasser. I motsatt retning trekker en høy andel barn i alderen 1-5 år i kommunen.

Prosjektstøtte: Kommunal- og regionaldepartementet.

Innhold

| | |
|---|-----------|
| Forord | 3 |
| Sammendrag | 4 |
| Innhold | 5 |
| 1. Innledning | 6 |
| 2. Barnehagesektoren i Norge | 7 |
| 2.1 Statlig regulering av sektoren..... | 7 |
| 2.2 Omfanget av barnehagesektoren..... | 8 |
| 2.3 Private barnehager..... | 10 |
| 3. Teoretisk tilnærming | 11 |
| 3.1 KOMMODE | 12 |
| 3.2 Forklaringsfaktorer brukt i estimeringen | 13 |
| 3.2.1 Etterspørselsfaktorer | 13 |
| 3.2.2 Enhetskostnadsfaktorer | 15 |
| 3.2.3 Frie disponible inntekter | 17 |
| 3.2.4 Kommunale preferansefaktorer | 17 |
| 3.3 Investeringsperspektiv | 18 |
| 4. Empirisk analyse | 20 |
| 4.1 Beskrivelse av dataene | 20 |
| 4.2 Modellspesifikasjon | 20 |
| 4.3 Resultater..... | 25 |
| 4.3.1 Resultater av logistisk regresjon | 25 |
| 4.3.2 Modellens prediksjonskraft..... | 28 |
| 5. Oppsummering | 30 |
| Vedlegg | |
| Vedlegg A: Definisjon av variable brukt i analysen..... | 36 |
| Vedlegg B: Sammenlikning av kommuner med og uten private barnehager | 37 |
| Vedlegg C: OLS-regresjon på kommunenivå | 38 |
| Figurregister | 40 |
| Tabellregister | 41 |

1. Innledning

Full barnehagedekning har lenge vært en politisk målsetning. I 2003 inngikk partiene på Stortinget det såkalte Barnehageforliket, som blant annet innebar et økt fokus på utbygging av nye barnehageplasser, et mål om redusert foreldrebetaling for en barnehageplass og innføring av likeverdig finansiering av private og offentlige barnehager. Målet om full barnehagedekning var en sentral del av SVs valgkamp foran valget i 2005, og full dekning ble i Soria Moria-erklæringen lovet å være på plass innen 1.januar 2008.¹ Dette målet viste seg å være vanskeligere å oppnå enn opprinnelig antatt, og ved utgangen av 2008 sto fortsatt om lag 2400 barn på venteliste for å få plass (ECON, 2008). Uten de private aktørene hadde neppe utbyggingen av nye barnehageplasser kommet så langt som den har i dag, og mange flere barn ville trolig fortsatt stått i kø for å få barnehageplass.

Tidligere analyser av forskjellig eierskap i barnehagesektoren har hovedsakelig omhandlet kostnads- eller effektivitetsforskjeller (se for eksempel Bergsens og Løyland, 2003, eller Borge og Haraldsvik, 2007). Det har derimot ikke blitt gjort noen forsøk på å forklare hvilke faktorer som påvirker den private andelen av barnehage tilbudet i en kommune, en andel som varierer mye fra kommune til kommune. Det blir derfor formålet med denne oppgaven.

I kapittel 2 gjennomgås først den politiske utviklingen i sektoren i korte trekk. Jeg vil her se på inngåelsen av det såkalte Barnehageforliket i 2003 og den påfølgende satsingen som har bidratt til at det i dag er tilnærmet full barnehagedekning i alle landets kommuner. Finansieringsmodellen for private barnehager, som lenge har vært et stridstema, blir også omtalt.

Kapittelet fortsetter med en kort historisk oversikt over barnehagesektoren, med særlig fokus på endringene som har skjedd de siste årene. Her blir også grunner til at full barnehagedekning har vist seg å være vanskelig å oppnå diskutert. Til slutt i kapittelet ser jeg på de private aktørene i barnehagesektoren, og antyder mulige årsaker til at private barnehager er mer utbredt i visse typer kommuner. Mange av argumentene for private barnehager baserer seg på kostnadsbesparelser for kommunen på bakgrunn av mer effektiv drift. En kort gjennomgang av to sentrale forskningsrapporter på dette området viser at bildet kanskje ikke er så klart.

I kapittel 3 blir den teoretiske tilnærmingen til analysen gjennomgått. Jeg tar der i bruk resultater fra kommunemodellen KOMMODE for å danne hypoteser om hvilke kjennetegn ved de enkelte kommunene som kan forventes å ha en effekt på eierskapsstrukturen i kommunens barnehagesektor. De ulike forklaringsfaktorene blir delt inn i faktorer som påvirker innbyggernes etterspørsel eller behov for barnehageplass, faktorer som påvirker kostnadsnivået ved å tilby barnehage-tjenester i de ulike kommunene, kommunens inntektsnivå og til slutt faktorer som kan ha en effekt gjennom innbyggernes preferanser. Kapittelet avsluttes med begrunnelsen for å inkludere data fra tidligere år som kontrollvariabler når dagens eierskapsstruktur skal analyseres.

Kapittel 4 omhandler den empiriske analysen som er utført ved hjelp av SAS 9.2. Her vil jeg først gi en beskrivelse av datasettet som analysen baserer seg på, og hvilke avgrensinger som gjøres. Formålet med analysen er som nevnt ovenfor å forklare variasjoner i den private andelen barnehageplasser mellom landets kommuner. Parameterne blir estimert ved bruk av logistisk regresjon.

Regresjonsresultatene viser at det synes å være dekning for flere av hypotesene som ble lagt fram i kapittel 3 om de ulike variablenes forventede effekt på eierskapsstrukturen. Blant annet har faktorer som fører til økte enhetskostnader i en kommunes barnhagesektor en sterk, negativ effekt på den private andelen

¹ Soria Moria-erklæringen er tilgjengelig i sin helhet på regjeringens nettsider.

barnehageplasser i kommunen. Analysen viser at den predikerte andelen private plasser øker raskt i takt med kommunistørrelsen. I motsatt retning trekker et høyt kommunalt inntektsnivå og en høy sosialistandel i kommunestyret. Faktorer som skaper høyere etterspørsel etter barnehageplass er forbundet med en høyere privat andel plasser i kommunen. Hypotesen om at en kommunes økonomiske, demografiske og sosiale forhold i perioder da mye utbygging av nye barnehager fortsatt gjensto har hatt en påviselig effekt på dagens eierskapsstruktur blir ikke direkte avkreftet. Tolkningen av disse potensielle effektene blir derimot vanskelig på grunn av høy korrelasjon mellom de inkluderte forklaringsvariablene. Videre viser en inndeling av kommunene etter antall innbyggere at modellen har en betraktelig høyere forklaringskraft for små kommuner enn for store. Resultatene blir for øvrig nærmere omtalt i det avsluttende oppsummeringskapittelet.

2. Barnehagesektoren i Norge²

2.1 Statlig regulering av sektoren

En godt utbygd barnehagesektor har lenge stått høyt på den politiske agendaen. Dette både for å muliggjøre yrkesaktivitet eller studier for småbarnsforeldre og for å danne en god lærings- og sosialiseringsarena for barn i førskolealder. Begge disse målsetningene har vært sentrale drivkrefter bak den politiske utviklingen fram til i dag.

Den første barnehageloven ble vedtatt i 1975 (Ot.prp. nr. 23 (1974-1975)) med et mål om å stimulere til økt barnehageutbygging i kommunene. Før dette besto barnehagetilbudet primært av små, private initiativ i form av korttidsbarnehager og daghjem med delvis kommunal finansiering (St.meld. nr. 16 (2006-2007)). På dette tidspunktet hadde bare drøyt 30 000 barn barnehageplass, eller om lag 7 prosent av barn i alderen 1-5 år, hovedsakelig i de største byene. Som en følge av loven hadde sektoren sin første sterke vekstperiode på slutten av 70-tallet, med en sterk økning i antall barn med barnehageplass.

I St.meld. nr.8 (1987-88) ble et mål om at full barnehagedekning skulle oppnås rundt årtusenskiftet lagt fram, i tillegg til at kvaliteten i barnehagene skulle heves. Dette ble etterfulgt av nok en sterk vekstperiode fra 1988-93, da nesten 55 000 flere barn fikk plass (Risberg, 2000).

I 2003, på et tidspunkt da om lag 2/3 av alle barn gikk i barnehage, inngikk et nesten enstemmig Storting det mye omtalte Barnehageforliket.³

De viktigste punktene i forliket var innføringen av maksimalpris på foreldrebetaling, økonomisk likebehandling av private og offentlige barnehager i forbindelse med offentlige tilskudd, samt en fornyet målsetning om full barnehagedekning. Det siste punktet ble utvidet i 2009 til å innebære lovfestet rett til barnehageplass for alle barn som har fylt ett år innen utgangen av august det året det søkes om plass.

Innføring av makspris trådte i kraft 1. mai 2004 og ble i første omgang satt til 2 750 kroner i måneden for en heltidsplass, og ble senere i 2008 videre redusert til 2 330 kroner. Foreldrebetalingen dekket i 2008 knapt 17 prosent av de samlede kostnadene i barnehagesektoren, ned fra 24 prosent i 2004 (KS, 2009).

² Tallmaterialet i dette kapittelet er, der ikke annet er oppgitt, hentet fra Statistisk Sentralbyrås barnehagestatistikk, for ulike årganger.

³ Se St.meld. nr. 24 (2002 – 2003) Barnehagetilbud til alle – økonomi, mangfold og valgfrihet og Ot. prp. Nr. 76 (2002 – 2003) om endringer i barnehageloven.

Finansieringsmodellen for private barnehager har lenge vært et stridstema. Barnehagesektoren finansieres i dag av en blanding av foreldrebetaling, statlige øremerkede tilskudd og kommunale overføringer. De statlige øremerkede driftstilskuddene per barn med barnehageplass, som dekker om lag halvparten av kostnadene i sektoren, blir beregnet ut i fra alderen og den ukentlige oppholdstiden til barna i de enkelte barnehagene, og fram til 2003 var dette tilskuddet likt for alle barnehager. Fra august 2003 ble det i forbindelse med Barnehageforliket innført en høyere sats for tilskuddet til ikke-kommunale barnehager i forhold til de kommunale, noe som ble begrunnet med målet om likeverdig finansiering, og for å muliggjøre redusert foreldrebetaling i de private barnehagene (Ot.prp. 72 (2004-2005)). I ”Forskrift om likeverdig behandling av barnehager i forhold til offentlige tilskudd”, som trådte i kraft i 2004, fikk kommunene finansieringsansvaret for ikke-kommunale barnehager. Dagens ordning pålegger kommunene å gi tilskudd til de private barnehagene som sikrer full kostnadsdekning. Fra 2005 ble det innført et krav om at de samlede statlige og kommunale bidragene skulle utgjøre minst 85 prosent av det en tilsvarende kommunal barnehage får i gjennomsnitt. I en gjennomgang av regnskapene til om lag to tredjedeler av de private barnehagene i 2007 fant Lunder og Håkonsen (2009) at om lag halvparten av barnehagene i utvalget fikk dekket sine kostnader ved en slik minimumsfinansiering. Det kommunale finansieringsansvaret er begrenset oppad av det samlede offentlige tilskuddet en tilsvarende kommunal barnehage mottar.

Minimumssatsen på 85 prosent er bestemt økt over en femårsperiode, slik at det i 2015 skal være lik finansiering av alle barnehager.⁴ Finansieringsmålet innebærer også et ønske om å harmonisere lønns- og arbeidsforholdene i private og offentlige barnehager.

Gitt at full barnehagedekning allerede er oppnådd, er det fra 2011 vedtatt at ordningen med statlige øremerkede tilskudd skal avvikles (Ot.prp. nr. 57 (2007-2008)). Barnehagesektoren skal da etter planen innlemmes i kommunenes rammefinansiering. Dette innebærer at kommunene ikke lenger vil få overføringer basert på det faktiske aktivitetsnivået i sektoren, slik som antall barn med barnehageplass i kommunen, men heller på bakgrunn av objektive behovskriterier som kommunen selv i liten grad kan påvirke. Hensikten med systemet er å sørge for at alle kommuner skal være i stand til å tilby et likeverdig tjenestetilbud. Kommuner med lave skatteinntekter eller som av ufrivillige grunner har et høyt kostnadsnivå i produksjonen av for eksempel barnehagetjenester blir derfor kompensert for dette. Den nye ordningen vil føre til at staten får mindre direkte innflytelse på den lokale pengebruken i barnehagesektoren, og åpner for større grad av lokale prioriteringer. Fra og med 2011 vil kommunen stå fritt til å velge om den vil bidra med finansiering av nye private barnehager som ønsker å etablere seg. Private barnehager som er etablert før dette vil derimot være sikret videre finansiering.

2.2 Omfanget av barnehagesektoren

Barnehagesektoren i Norge har gjennomgått en rivende utvikling de siste tiårene. Andelen barn under skolealder med barnhageplass var for eksempel bare om lag fem prosent ved utgangen av 1973 (St.meld. nr. 16 (2006-2007)), mens andelen barn 1-5 år med plass var kommet opp i 87,2 prosent i 2008. Tabell 1 gir en oversikt over utviklingen i antall barn i barnehage og dekningsgraden, det vil si andelen av alle barn i aldersgruppen som har plass, for årene 1975-2008. Definisjonen av dekningsgrad tar ikke hensyn til ulik ukentlig oppholdstid.

⁴ Fra 1. august 2010 økes minimumssatsen i første omgang til 88 prosent.

Tabell 1: Antall barn 1-5 år i barnehager og dekningsgrad 1975-2008

| År | Antall barn i barnehager | Dekningsgrad (prosent) |
|------|--------------------------|------------------------|
| 1975 | 29 921 | 6,8 |
| 1980 | 50 902 | 19,3 |
| 1990 | 100 262 | 36,3 |
| 1998 | 185 772 | 61,1 |
| 2000 | 189 837 | 62,0 |
| 2001 | 192 649 | 63,3 |
| 2002 | 198 262 | 65,9 |
| 2003 | 205 172 | 69,1 |
| 2004 | 213 097 | 72,2 |
| 2005 | 223 501 | 76,2 |
| 2006 | 234 948 | 80,4 |
| 2007 | 249 815 | 84,3 |
| 2008 | 261 886 | 87,2 |

Kilde: SSB.

Som vi ser av tabellen, har både antall barn i barnehager og dekningsgraden vært stigende i hele perioden. Det er imidlertid store variasjoner mellom kommunene. I 2003 varierte for eksempel dekningsgraden for 1-5 åringer fra 40 prosent til i praksis full dekning i enkelte kommuner (NOU 2005: 18).

Regjeringen definerer en situasjon med såkalt full barnehagedekning på følgende måte: ”Alle som har søkt om barnehageplass innen fristen for hovedopptaket på våren, skal få tilbud om plass innen utgangen av året”. Etter denne definisjonen vil full barnehagedekning bli oppnådd for ulike dekningsgrader, avhengig av nivået på etterspørselen etter plass i kommunen. Ifølge ECON (2007) sin vurdering ville full barnehagedekning i 2008 innebære at om lag 90 prosent av barn 1-5 år hadde et tilbud om barnehageplass, noe de kommer fram til bl.a. ved å sammenligne den norske situasjonen med svenske forhold. Dette estimatet må trolig oppjusteres når kontantstøtten etter planen reduseres til kun å gjelde 1-åringer. Etter ECONs vurdering reduserer kontantstøtten etterspørselen med om lag 4 prosent.

Ved utgangen av 2008 rapporterte 38 kommuner at de ennå ikke hadde oppnådd full barnehagedekning (ECON 2008). Da sto til sammen om lag 2400 barn på venteliste i disse kommunene, og lengst var ventelistene i Oslo, Bergen og Bærum. Antallet barn på venteliste utgjorde derfor ikke mer enn i underkant av 1 prosent av alle barn med barnehageplass.

I 2009 hadde dermed stort sett alle kommunene oppnådd målet om full barnehagedekning, men veien dit har vært lenger enn den som ble lagt til grunn ved inngåelsen av Barnehageforliket i 2003. Dette har bl.a. sammenheng med flere faktorer som har medført at etterspørselen etter barnehageplass har økt kraftig gjennom perioden.

Først og fremst har antall barn i barnehagealder samlet sett økt de siste årene, i tillegg til at den gjennomsnittlige ukentlige oppholdstiden for hvert barn fra 2003 til 2008 har økt med 5 timer (Kommunal- og regionaldepartementet, 2009). Det innebar at antall barn med heltidsplass i løpet av denne femårsperioden økte fra 61 prosent til 83 prosent. Den største veksten i dekningsgrad har vært for 1-2 åringer, opp fra 44 prosent i 2003 til 75 prosent i 2008. Disse aldersgruppene krever dessuten ekstra ressurser i form av økt bemanning og lekeareal. Alt i alt har kapasitetsveksten i barnehagesektoren derfor vært enda sterkere enn økningen i den totale dekningsgraden skulle tilsi.

Prisen på en barnehageplass har i tråd med innføringen av makspris gått ned med om lag 25 prosent i gjennomsnitt i samme tidsperiode. Dette har nok fått flere småbarnsforeldre til å etterspørre barnehageplass, i tillegg til at ønsket ukentlig oppholdstid, som vi så ovenfor, også har økt.

I tillegg har etterspørselen etter barnehageplass økt tilsvarende som nedgangen i antall kontantstøttemottakere, og en samtidig økning i antall yrkesaktive kvinner.

Den forsterkede barnehagesatsingen i kjølvannet av Barnehageforliket i 2003 har gitt seg utslag ved at andelen av kommunale driftsutgifter som går til barnehagesektoren har økt fra 5,9 prosent i 2001 til 10,6 prosent i 2007 i snitt på landsbasis (Pedersen 2008).

2.3. Private barnehager

Private barnehager står i dag for noe under halvparten av barnehage tilbudet i Norge, men denne andelen varierer mye fra kommune til kommune. En mulig årsak til denne variasjonen er kommunale forskjeller i etterspørselen etter barnehageplass. I kommuner der etterspørselsveksten har vært så sterk at de kommunale barnehagene ikke har klart å tilby nok plasser til de som ønsker det, har det vært et større behov for private tilbydere (NOU 2005:18). Det kan også være et resultat av lokale politiske prioriteringer, eller andre egenskaper ved de enkelte kommunene. For eksempel er det en klar tendens til at private barnehager er mer utbredt i store kommuner enn i små. Mulige årsaker for dette blir bl.a. diskutert under i kapittel 3.2.2. Som vi kan se i tabell 2, var det mellom 1998 og 2008 en tendens til at den private andelen økte i de 25 prosent mest folkerike kommunene med mer enn 10 000 innbyggere, mens den sank i de resterende.

Tabell 2: Andel private barnehageplasser etter kommunestørrelse i 1998 og 2008, prosent

| Innbyggertall | 0-2000 | 2000-5000 | 5000-10000 | 10000-20000 | 20000-50000 | >50000 |
|--------------------|--------|-----------|------------|-------------|-------------|--------|
| Andel i 1998 | 7,5 | 20,3 | 34,6 | 44,4 | 48,6 | 47,0 |
| Andel i 2008 | 4,7 | 19,5 | 32,9 | 52,2 | 54,5 | 53,0 |

Kilde: SSB

Selv om andelen private barnehageplasser varierer mye mellom de ulike kommunene, så har andelen på landsbasis ligget stabilt over 40 prosent de siste årene. Tabell 3 gir en oversikt for årene 1998-2008.

Tabell 3: Andel private barnehageplasser 1998-2008, prosent

| År | 1998 | 2000 | 2001 | 2002 | 2003 | 2004 | 2005 | 2006 | 2007 | 2008 |
|--------------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|
| Andel privat | 40,9 | 40,5 | 40,1 | 41,4 | 42,2 | 43,5 | 45,2 | 46,1 | 46,2 | 46,0 |

Kilde: SSB

Med dagens finansieringsmodell som pålegger kommunene å sikre full kostnadsdekning for private barnehager, har nye aktører som ønsker å etablere seg et incentiv til å budsjettere med et kostnadsnivå i oppstartsåret som ligger tett opp mot nivået i de kommunale barnehagene i kommunen. Etter det første året med drift vil de etablerte barnehagene bare være sikret at det opprinnelige kostnadsnivået, justert for prisstigning, blir dekket. Private barnehager som etablerer seg med et lavere kostnadsnivå enn gjennomsnittet i de kommunale barnehagene vil derfor i praksis være bundet til dette lave nivået, med mindre kommunen velger å øke tilskuddene etter eget ønske. I kommuner der de private barnehagene driver med et lavere kostnadsnivå enn de kommunale, vil derfor en stor andel private barnehageplasser isolert sett bidra til å trekke kostnadsnivået i en kommunes barnehagesektor ned.

Kostnadsforskjellen mellom private og offentlige barnehager har derimot vist en svak nedadgående trend mellom 2003-2007, da kostnadsveksten i de private barnehagene har vært sterkere enn i de offentlige i disse årene. I tillegg til incentivet nye private barnehager har for å legge seg på et kostnadsnivå opp mot det kommunale, peker Håkonsen og Lunder (2008) også på at kommunene med den gjeldende ordningen har et incentiv til å begrense kostnadsveksten i kommunalt drevne barnehager. Dette fordi minimumstilskuddet de må gi til de private barnehagene også vil øke når kostnadene i de offentlige barnehagene øker.

Ideologiske forskjeller kan trolig være med på å forklare deler av variasjonen i andel private barnehager mellom kommunene. Partier på venstresiden foretrekker tradisjonelt at tjenestetilbud slik som barnehager i størst mulig grad skal være

offentlige. Med bakgrunn i det lavere kostnadsnivået i private barnehager i forhold til de offentlige har derimot de borgerlige partiene stadig argumentert for å øke den private andelen ytterligere.

Flere rapporter har prøvd å forklare den observerte kostnadsforskjellen mellom de to eiertypene. Håkonsen og Lunder (2008) finner at kostnadsnivået i offentlige barnehager er om lag 14 prosent høyere enn i de private, men dette kan i all hovedsak forklares med at private barnehager gjennomgående har lavere lønns- og pensjonsutgifter. Personalkostnadene per årsverk er i følge deres analyse 20 prosent høyere i offentlige barnehager. Videre pekes det på at offentlige barnehager i større grad enn private har barn som krever tilpasset pedagogisk oppfølging eller ekstra språkopplæring. Men selv når det økte behovet for bemanning dette medfører er tatt med i betraktningen har offentlige barnehager i snitt om lag 7 prosent høyere bemanning per barn. Håkonsen og Lunder finner derimot ingen systematiske forskjeller i produktivitet/effektivitet mellom de to eierformene etter at man har kontrollert for forskjeller i bl.a. korrigerte oppholdstimer⁵ per årsverk og forskjellig inntektsnivå og bosettingsmønster på kommunenivå.

Bergseng og Løyland (2003) har utført en lignende analyse som Håkonsen og Lunder (2008) basert på et utvalg barnehager i 1998. De finner at private barnehager er 7 prosent mer kostnadseffektive enn de offentlige barnehagene i utvalget. I analysen kontrollerer de hovedsakelig for barnehagespesifikke faktorer, slik som antall barn og lønn per årsverk, samt at de finner at større barnehager har lavere gjennomsnittskostnader enn små. De finner videre små eller insignifikante effekter for ulike kommunegrupper. Analysen finner isolert sett en svak, men ikke signifikant positiv effekt på kostnadsnivået av andelen private barnehager (ikke andel plasser) i kommunen. Det som en effekt av omvendt kausalitet - at det er kommunene med høyest kostnadsnivå som i størst grad velger å satse på private barnehager, gitt deres utgangspunkt at private barnehager er mer kostnadseffektive enn offentlige. Ser man derimot på hva som generelt kjennetegner tredjedelen av kommuner uten private barnehager, er det hovedsakelig faktorer som er forbundet med et høyere kostnadsnivå.

Sett under ett betyr dette at det er lite sannsynlig at det kan være snakk om noen betydelige forskjeller i effektivitet mellom de to eierskapsløsningene. At private barnehager har lavere kostnader kan i stor grad forklares med at de har lavere bemanning og dermed lavere kostnader enn de offentlige. Dette kan igjen være en indikasjon på at de private barnehagene holder en lavere standard. Når alle barnehager, private og offentlige, om noen år vil stå overfor de samme rammebetingelsene og må drive med samme finansieringsgrunnlag, vil det være større muligheter for å gjennomføre slike analyser som kan avdekke eventuelle effektivitetsforskjeller. Kvalitetsforskjeller mellom barnehagetilbud er uansett vanskelig å kvantifisere, og det vil heller ikke bli forsøkt her. En nærmere sammenligning av kommuner med og uten private barnehager blir utført i vedlegg B.

3. Teoretisk tilnærming

For å forklare variasjonen i andel private barnehageplasser i de ulike kommunene vil analysen ta utgangspunkt i forklaringsvariable som har blitt testet i modellen KOMMODE. KOMMODE vil bli presentert i kapittel 3.1. Kapittel 3.2 vil gå nærmere i detalj på begrunnelsen for å inkludere forklaringsvariable, og den forventede effekten de vil ha på eierskapsstrukturen i barnehagesektoren. I kapittel 3.3 vil det bli vurdert hvorvidt det er grunn til å inkludere variabelverdier for 1998 som forklaringsfaktorer for den private andelen barnehageplasser i dag. Dette ut i fra et investeringsperspektiv hvor den eksisterende strukturen er antatt å være et resultat av utvikling over tid, og ikke bare kan forklares med data fra 2008.

⁵ Oppholdstimer for 1- og 2-åringer ganget med 2 og for 3-åringer ganget med 1,5 for slik å kontrollere for at de minste barna har et høyere krav til bemanning og areal enn de eldste.

3.1. KOMMODE

Formålet med KOMMODE er å forklare variasjoner i kommunenes prioriteringer og pengebruk på 12 ulike tjenesteytende sektorer, samt variasjoner i netto driftsresultat per innbygger. Nyere utgaver av modellen er beskrevet i Langørgen m.fl. (2005) og Langørgen og Aaberge (2006).

Hver kommune blir sett på som en nyttemaksimerende beslutningsenhet som skal fordele et gitt budsjett på de ulike formålene, gitt egenskaper ved kommunen. Dette forutsetter at kommunen er styrt av én eller flere aktører med sammenfallende preferanser. For eksempel hvis kommunen styres av et dominerende parti, eller en koalisjon av partier, vil man kunne anta at det er disse grupperingene som får gjennomslag for sine preferanser gjennom avgjørelser i kommunestyret.

Modellen er utformet etter regnskapsmessige prinsipper, slik at hvis kommunen får en økning i sine inntekter vil dette motsvares av en nøyaktig like stor forandring i summen av utgifter i alle sektorer og netto driftsresultat. Da dette er en simultan modell med restriksjoner på parameterne som gjelder på tvers av likningene, vil en økning i utgiftene i én av sektorene måtte medføre en tilsvarende nedgang i utgiftene i de andre sektorene, gitt en uendret inntekt.

Kommunenes utgifter i de ulike sektorene varierer både med faktorer som påvirker behovet/etterspørselen etter kommunale tjenester og faktorer som påvirker enhetskostnadene ved å produsere tjenestene. Omfanget av tjenesteproduksjonen i hver sektor vil som et minimum måtte innfri lovpålagte minstestandarder fra myndighetenes side, slik at disse faktorene til sammen vil utgjøre kommunens såkalte bundne kostnader. En økning i de bundne kostnadene i en tjenestesektor vil motsvares av en tilsvarende nedgang i kommunens frie disponible inntekter, som er et mål på den delen av kommunens inntektsgrunnlag som den kan disponere mellom sektorene i tråd med egne preferanser.

Andelen av kommunens frie disponible inntekter som går til de ulike sektorene kalles for marginale budsjettandeler. På bakgrunn av parameterrestriksjonene nevnt ovenfor må disse budsjettandelene summere seg til 1.

En kommunes driftsutgifter i sektor i kan dekomponeres på følgende måte:

$$\text{Utgifter}_i = \text{Bundne kostnader}_i + \text{Marginal budsjettandel}_i \times \text{Frie disponible inntekter}$$

Fra ligningen ser man at for positive marginale budsjettandeler og for en kommune med positive frie disponible inntekter vil de faktiske utgiftene ligge over de bundne kostnadene i sektoren. Dette gir derfor grunnlag for å se på de bundne kostnadene som minstestandarder.

De bundne kostnadene vil variere mellom kommuner med ulik demografisk sammensetning, ulikt bosettingsmønster og med bakgrunn i andre sosiale faktorer. Blant variablene som ble testet av Langørgen m.fl.(2005) for data fra 2003 var for eksempel antall barn 1-5 år, barn 0-5 år med grunn- eller hjelpestønad, heltids yrkesaktive kvinner 20-44 år og gjennomsnittlig avstand til sonesenter (se kapittel 3.2.2) alle signifikante forklaringsfaktorer for de bundne kostnadene i barnehagesektoren. I tillegg fant de at kommuner med mindre enn 5000 innbyggere hadde høyere kostnader per innbygger enn større kommuner. Pedersen (2008) fant en tendens til at effekten av folkemengden 1-5 år og kvinners yrkesaktivitet var stigende, henholdsvis i perioden 2002-2007 og 2001-2006. Derimot forsvant effekten av sonekriteriet og lav folkemengde fra og med 2005, etter å ha vært signifikant for årene 2001-2004.

Etter at de bundne kostnadene er dekket, sitter kommunen igjen med frie disponible inntekter, som den kan fordele mellom de ulike bruksområdene i tråd med sine preferanser. Disse preferansene blir i modellen antatt å være påvirket av den lokale politiske situasjonen, men også av faktorer som utdanningsnivået til innbyggerne og andelen i kommunen som bor i tettbygde strøk. Blant disse

forklaringsfaktorene fant Pedersen (2008) at utdanningsnivået hadde en positiv og signifikant effekt på lokal prioritering av barnehagesektoren i perioden 2001-2007. For sosialistandelen i kommunestyret⁶ og andelen bosatt tettbygd var effekten viktigere for prioritering av andre sektorer.

Nivået på de frie disponible inntektene spiller også inn på fordelingen mellom sektorene via inntektseffekter. Eksempelvis vil en kommune uten midler til disposisjon etter at de bundne kostnadene er dekket, ikke ha noe rom for lokale prioriteringer, da det er klare begrensninger på muligheten til å operere med budsjettunderskudd. For tjenester som kommunen ikke er pålagt å tilby i et visst omfang, vil tilbudet bli bestemt av kommunens økonomiske situasjon og den politiske prioriteringen for bruken av disse midlene. Lovfestet rett til barnehageplass og krav om kvalitetsmessige minstestandarder vil derimot sette en nedre grense for hvor lav budsjettandelen til barnehagesektoren kan være. Omfanget av tjenestetilbudet vil derfor bli mer direkte forbundet med etterspørselen i kommunen. Slike begrensninger av kommunens valgmuligheter kan gi en situasjon der tilbudet blir høyere enn det som ellers ville blitt valgt av kommunen.

Langørgen (2007) viser hvordan de marginale budsjettandelene for de ulike sektorene blir påvirket av endringer i kommunens inntektsnivå. Hvis inntektene øker med 1 prosent og en av sektorene får en større andel av denne økningen enn den eksisterende fordelingen av midler skulle tilsi, vil det si at kommunens tilbud i denne sektoren er elastisk. Disse inntektselastisitetene vil variere mellom kommunene, og i snitt for barnehagesektoren lå den på 0,91 i 2003. Elastisiteten for kommuner med et lavt inntektsnivå ble i Langørgen og Aaberge (2006) funnet til å være 0,84, og den var stigende til 0,94 for høyinntektskommuner. Det vil si at en kommune med høye frie disponible inntekter bruker en noe høyere andel av en inntektsøkning på barnehager enn en kommune med mindre økonomisk handlingsrom. For alle sektorene sett under ett ser man også at sektorer med færre lovfestede bindinger, for eksempel kultur, blir mest tilgodesett ved inntektsøkninger, mens tjenester der kommuner opplever minstekravene som bindende får tilsvarende mindre. Se også Håkonsen og Løyland (2000).

KOMMODE har blitt oppdatert og forbedret flere ganger, bl.a. har antall sektorer økt fra 8 til 12. Den nye modellversjonen, med data fra 2003, bekrefter også mange av funnene fra den opprinnelige modellen som ble brukt på data for 1993 og 1998. Dette tilsier at modellen har forklaringskraft på tvers av tidsperioder. Pedersen (2008) benytter modellen til å teste data for årene 2001-2007, og finner at modellens evne til å forklare variasjoner i kommunal pengebruk i 11 av 12 sektorer er svært stabil over dette tidsrommet. For barnehagesektoren ligger modellens forklaringskraft rundt 60 prosent. Modellen gir også stabile estimater for mange av enkeltparameterne over tid. Denne stabiliteten gir et godt grunnlag for å postulere hypoteser om forventede sammenhenger mellom variable brukt i KOMMODE og andelen private barnehager i en kommune.

3.2. Forklaringsfaktorer brukt i estimeringen

Estimatene fra barnehagesektoren i KOMMODE beskriver faktorer som påvirker pengebruken på barnehagen i en kommune, og i hvilken grad denne sektoren blir prioritert i forhold til de andre sektorene. Neste skritt er å studere om hvordan disse faktorene påvirker eierstrukturen. Det vil være naturlig å dele inn forklaringsfaktorene på tilsvarende måte som over, i etterspørselsfaktorer, enhetskostnadsfaktorer, nivået på frie disponible inntekter og kommunale preferansefaktorer.

3.2.1 Etterspørselsfaktorer

Private aktører dekker for mange et behov for barnehager med alternativt pedagogisk eller livssynsinnhold. Etableringen av private barnehager har likevel i

⁶ Defineret som andelen representanter for Arbeiderpartiet, Sosialistisk Venstreparti og Rødt.

all hovedsak kommet som et resultat av at det kommunale tilbudet ikke har klart å dekke etterspørselen etter barnehageplass (NOU 2005: 18). Med dette som bakgrunn er det nærliggende å anta at faktorer som er assosiert med høyere etterspørsel etter barnehageplass i en kommune dermed vil skape et større behov for private barnehager. Høyere etterspørsel etter barnehageplass i kommunen vil kunne bli fanget opp av faktorer som skaper variasjon i en kommunes bundne kostnader i barnehagesektoren.

Ved å se på variable som er testet i KOMMODE, finner man at etterspørselsfaktorene andel barn 1-5 år i befolkningen og andel yrkesaktive kvinner 20-44 år begge ga signifikante positive effekter på de bundne kostnadene i årene 2001-2007 (Pedersen 2008), en periode der antall barn med barnehageplass økte med nærmere 30 prosent. Særlig sterk var effekten i årene 2005-2007, noe som indikerer at innføringen av rettighetsfestet barnehageplass, og kanskje spesielt den reduserte foreldrebetalingen, den såkalte maksprisen, har økt etterspørselen etter barnehage-tjenester. I kommuner der utbyggingen av kommunale plasser ikke har holdt følge med utviklingen i etterspørselen, det vil si i kommuner der ventelistene for foreldre som etterspør barnehageplass for sine barn har vært lange, vil man derfor kunne forvente å finne en større andel private barnehager. Det vil blant annet henge sammen med at privat utbygging kan ha vært en relativt billig måte for kommuner med høy udekket etterspørsel å oppnå målet om full barnehagedekning.

Alderssammensetningen til barna kan også spille inn på nivået på etterspørselen. Dekningsgraden er stigende med barnets alder og eldre barn har også flere ukentlige oppholdstimer. Krav om dobbel bemanning for barn under 3 år trekker derimot i retning av at barnas alderssammensetning vil spille en mindre rolle for kommunens kostnader i sektoren, slik at totaleffekten av aldersfordeling er uvisst. Bortfall av kontantstøtten er en av grunnene til at etterspørselen øker markant for barn over 2 år. Andelen barn som mottar kontantstøtte er på en nedadgående trend, men ved utgangen av 2009 mottok fortsatt om lag 30 prosent av alle foreldre med barn i kontantstøttealder (1- og 2-åringer) støtte på landsbasis, og det er store forskjeller på fylkesnivå (Se tabell 4).

Tabell 4: Antall barn med kontantstøtte 2000-2009

| År | 2000 | 2001 | 2002 | 2003 | 2004 | 2005 | 2006 | 2007 | 2008 | 2009 |
|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|
| Antall | 88 222 | 87 536 | 83 390 | 77 987 | 72 565 | 67 195 | 55 556 | 47 300 | 40 277 | 36 222 |

Kilde: NAV

Av mottakerne er det om lag 3/4 som mottar full støtte, mens den resterende fjerdedelen også har deltids plass i barnehage. Økte muligheter for å få barnehageplass kan ha bidratt til den observerte nedgangen i antall kontantstøttemottakere, men også den reduserte foreldrebetalingen for en barnehageplass fra og med 2005 har nok spilt en rolle. For eksempel fant ECON (2005:2) med bakgrunn i en spørreundersøkelse blant foreldre med barn 1-5 år at en prisreduksjon fra 2750 kroner til 2250 kroner potensielt ville økt etterspørselen mer for 1-2 åringer enn for eldre barn. Dette er i samsvar med den observerte utviklingen de siste årene, men henger også sammen med at dekningsgraden for de eldste aldersgruppene allerede var så høy at etterspørselen trolig hadde begynt å nå et metningspunkt.

I tillegg til prioritert opptak for familier med lav betalingsevne finnes det i dag egne inntektsgraderte betalingssatser som ligger betraktelig under den vedtatte maksprisen. Dessuten tilbyr mange kommuner søskenmoderasjon. Disse ordningene er mest utbredt i de største kommunene, og dekker ifølge Rønnevik (2009) om lag halvparten av alle barn i kommunale barnehager. En mulig utilsiktet konsekvens av Barnehageforliket har vært at mange kommuner har kombinert innføringen av makspris med å kutte i støtteordningene for lavtlønnede. I 2004 tilbød for eksempel 42 prosent av kommunene slike ordninger, mens bare 23 prosent gjorde det samme i 2007 (Vårt Land, 28.09.07). Prisen for en barnehage-

plass har dermed sunket for flertallet av småbarnsforeldre, mens den derimot har økt for grupper med lav betalingsevne i mange kommuner.

Kontantstøtten henger også sammen med yrkesdeltakelsen til småbarnsforeldrene, da barn i husholdninger der minst en av foreldrene er yrkesaktiv i mye mindre grad velger kontantstøtte framfor å ha barnet i barnehage. Rønsen (2005) finner at andelen yrkesaktive kvinner med barn i barnehagealder gikk ned i perioden 1998-2002. I samme periode gikk også den gjennomsnittlige ukentlige arbeidstiden ned for denne gruppen. Dette mener hun kan tilskrives etableringen av kontantstøtteordningen for barn under 3 år fra og med 1999. Hun finner også en tilsvarende, men svakere effekt for menn.

Andelen yrkesaktive kvinner som arbeider heltid i alderen 20-44 år, ble valgt i KOMMODE for å avgrense aldersgruppen til når det er mest aktuelt for kvinner å ha barn i barnehage. Da de ikke har mulighet til å ha tilsyn med barna selv, vil yrkesaktive kvinner ha større behov for barnehageplass enn hjemmевærende kvinner. Langørgen m.fl. (2005) fant derimot ingen tilsvarende effekt for yrkesaktive menn. Dette bekreftet hypotesen om at yrkesaktivitet samvarierte med etterspørselen etter barnehageplass, men at etterspørselseffekten var avhengig av kjønn, noe som kan sees i sammenheng med resultatene til Rønsen (2005). I denne analysen vil andel barn med heltids yrkesaktive voksne i husholdningen, uavhengig av kjønn bli benyttet.

Havnes og Mogstad (2009) hevder på sin side at økt barnehagedekning i perioden 1976-1979 bare kan forklare om lag 6 prosent av den økte arbeidsdeltakelsen til småbarnsmødre i samme periode. Selv om det er en sterk korrelasjon mellom de to størrelsene, så gikk økningen i antall barn i barnehage ifølge de to i all hovedsak på bekostning av uformelle barnepassordninger. Trolig har mødres ønske om yrkesaktivitet hele tiden ligget i forkant av utbyggingen av barnehager (Ellingsæter og Gulbrandsen, 2003). Økningen i mødres yrkesdeltakelse var sterk utover 1980-tallet. På tross av en dobling av antall 1-5 åringer med barnehageplass i løpet av dette tiåret, økte samtidig andelen barn som ble passet av dagmamma i samme periode fra 12 prosent til om lag 20 prosent i 1989 (Blix og Gulbrandsen, 1992a). Økt yrkesaktivitet vil derfor antas å være assosiert med høyere etterspørsel etter barnehageplass, og vil derfor forventes å føre med seg en høyere privat andel barnehageplasser.

Andel barn 0-5 år med grunn- og hjelpestønad ble funnet av Langørgen m.fl. (2005) til å påvirke etterspørselen i 2003, men Pedersen (2008) fant at denne effekten varierte mye og ble insignifikant i årene 2004-2007. Årsaken til at det likevel kan være interessant å teste effekten av denne variabelen er at vi vet at kommunale barnehager i mye større grad enn private har barn fra denne gruppen (se f.eks. Fürst og Høverstad, 2009). Hvis behovet for ekstra pedagogisk oppfølging i denne gruppen er stort, vil dette isolert sett trekke i retning av at kommunen vil være i stand til å tilby færre plasser for et gitt budsjett enn den ellers ville ha gjort, og at behovet for private barnehager dermed vil øke.

3.2.2 Enhetskostnadsfaktorer

Med enhetskostnadsfaktorer menes faktorer som fører til variasjon i kostnaden ved å tilby kommunale tjenester som kommunen ikke kan påvirke selv i nevneverdig grad. Enhetskostnadene vil avhenge av bosettingsmønster og befolkningsstørrelse, og har primært bakgrunn i skalaeffekter ved produksjonen. Et høyt kostnadsnivå vil, i mangel av full likebehandling av kommunale og private barnehager, ha gjort det mindre lønnsomt for private aktører å etablere barnehager i kommunen. Vi vil derfor forvente at kostnadsnivået i produksjonen av barnehagetjenester i en kommune er negativt korrelert med andelen private barnehageplasser.

Langørgen m.fl. (2005) fant at bosettingsmønsteret i en kommune hadde en positiv og signifikant effekt på de bundne kostnadene i barnehagesektoren i 2003.

Bosettingsmønsteret blir målt ved sonekriteriet som er mål på hvor langt en gjennomsnittlig husholdning i kommunen bor unna sitt såkalte sonesenter. Dette kriteriet bygger på en inndeling av kommunene i soner med minst 2000 innbyggere, en sonestørrelse som regnes som tilstrekkelig for å utgjøre en selvstendig produksjonseenhet. Denne kostnadseffekten kommer av at hvis innbyggerne i kommunen i gjennomsnitt har lang reiseavstand til sitt sonesenter, blir det vanskeligere å drive barnehager med kostnadseffektiv størrelse. Bergseng og Løyland (2003) finner den kostnadsminimerende størrelsen på en barnehage til å være rundt 64 barn, men at 40-50 barn trolig er nok til å få utnyttet mesteparten av stordriftsfordelene. For at man skal kunne drive barnehager av denne størrelsen kreves det en bosetning på om lag 800 personer innen rimelig reiseavstand. Alternativet i desentraliserte kommuner, der bosettingsmønsteret er mer spredt enn dette, blir dermed flere barnehager i forhold til antall barn i kommunen. Dette kan lede til kostnadsulempere på kommunenivå.

Langørgen (2007) har vist at smådriftsulempene i produksjonen av kommunale tjenester vil være størst for 0-2000 innbyggere, mens disse ulempene ser ut til å avta mot null for kommuner opp mot 5000 innbyggere. For større kommuner er det trolig få slike kostnadsulempere. Et egnet mål for å fange opp omfanget av smådriftsulempere er den inverse folkemengden. Fordelen med dette målet er at effekten av en endring i folkemengden på den inverse ikke er lineær, men har ulik effekt avhengig av befolkningsnivået man tar utgangspunkt i.⁷ For eksempel vil en økning i antall innbyggere ha størst innvirkning på den inverse folkemengden for små kommuner, mens effekten vil avta for større kommuner. En økning i den inverse folkemengden (tilsvarende en reduksjon i antall innbyggere i kommunen) vil derfor være forventet å ha en negativ effekt på andelen private barnehageplasser.

Borge og Haraldsvik (2007) finner at de minst produktive kommunene, målt ved kostnadsindikatoren antall korrigerte oppholdstimer per årsverk (se fotnote 5), generelt har få innbyggere og et spredt bosettingsmønster. En annen faktor som kan være med på å øke kostnadsnivået i mindre sentrale strøk er at det kan være dyrere å trekke til seg og holde på kvalifisert arbeidskraft. ECON (2005:1) peker på noen av de samme tendensene i et datasett med et utvalg på 50 kommuner. De finner at kommunene med færrest innbyggere har lavest andel ikke-kommunale barnehager og samtidig at de minste kommunene systematisk har høyere frie inntekter (se kapittel 3.2.3). De finner at begge disse faktorene er assosiert med høyere gjennomsnittskostnader i kommunens barnehagesektor.

Samspillet mellom kostnadsnivået i kommunen og andel private aktører går dessuten begge veier. På den ene siden har små og spredtbygde kommuner lavere andel privat barnehagetilbud, noe som trolig kan forklares av det høye kostnadsnivået ved å tilby barnehageplasser i disse kommunene. Motsatt, siden private barnehager har et lavere kostnadsnivå, vil kommunene med høyere andel kommunale plasser også ha et høyere gjennomsnittlig kostnadsnivå i barnehagesektoren sett under ett. Det lavere kostnadsnivået i private barnehager kan i stor grad forklares med at private barnehager har lavere bemanningstetthet og lønn (se for eksempel Håkonsen og Lunder, 2008). Dette kan igjen være en konsekvens av at private barnehager har fått lavere overføringer fra kommunen enn tilsvarende kommunale barnehager, og derfor har vært nødt til å drive med knappere ressurser. Denne kostnadsforskjellen så vi i kapittel 2.3 at var på en nedadgående trend, og den vil trolig fortsette å synke i takt med at private barnehager får større grad av likebehandling i årene framover.

Kommuner med få innbyggere og spredt bebyggelse vil altså forventes å være assosiert med en lav andel private barnehageplasser. Det ser derimot ikke ut til å være noen systematiske forskjeller i dekningsgrad mellom kommuner med ulikt

⁷ En annen mulighet som gir kvalitativt like resultater, er å bruke logaritmen til folkemengden som forklaringsvariabel.

innslag av private aktører i sektoren. En årsak kan være at små kommuner vil ha et lite antall barnehager totalt, noe som gjør sektoren lettere å administrere i praksis. Pedersen (2008) observerer at sonekriteriet og den inverse folkemengden, som i årene 2001-2004 bidro til økte bundne kostnader i barnehagesektoren, ikke lenger gir noen signifikant effekt på kostnadsnivået i årene 2005-2007. Det kan skyldes at private barnehager har oppnådd større grad av likebehandling, og dermed ikke lenger er like billige å finansiere for kommunen som de har vært tidligere. Kostnadsnivået i kommuner med mange private barnehager vil med innføringen av full likebehandling som er planlagt de kommende årene, ikke lenger ligge så langt under kommuner der private aktører historisk ikke har ønsket å etablere seg.

3.2.3 Frie disponible inntekter

Om en kommune har høye frie disponible inntekter, er det en indikasjon på at kommunen har et økonomisk handlingsrom, det vil si at den har midler igjen til disposisjon etter at de bundne kostnadene er dekket. Som påpekt ovenfor har nivået på de frie disponible inntektene betydning for kommunens prioritering mellom de ulike tjenestesektorene. En kommune med høye frie disponible inntekter har mulighet til å allokere midler til for eksempel barnehagesektoren utover den påkrevde minstestandarden i større grad enn en kommune med dårligere økonomi. Sammenhengen mellom nivået på utgiftskorrigerte frie inntekter og barnehagedekningen i en kommune var i 2003 positiv (NOU 2005:18), og dette er en tendens som fortsatt gjelder. Det er en indikasjon på at kommuner med god råd, i større grad enn kommuner med et lavt inntektsnivå, er i stand til å sørge for et tilstrekkelig antall barnehageplasser.

En kommune som har midler til disposisjon, kan også velge å ta seg råd til å tilby en høyere kvalitet på barnehagetilbudet sitt. Det kan for eksempel gjøres gjennom å ansette en høyere andel ansatte med førskolelærerutdanning i sine barnehager, eller eventuelt flere ansatte per barn. I effektivitetsanalyser lik den gjennomført av Borge og Haraldsvik (2007), som brukte antall korrigerte oppholdstimer per årsverk som effektivitetsmål, vil kommuner med høy bemanningstetthet i barnehagene bli betraktet som ineffektive. Høy bemanningstetthet i de kommunale barnehagene i en kommune kan derimot oppfattes av brukerne å være en indikasjon på høy kvalitet. Dette kan gi økt preferanse for det kommunale tilbudet framfor private barnehager og andre mulige typer barnepass. Høy kvalitet kan også tenkes å ha en positiv effekt på etterspørselen etter barnehageplass generelt. Dette vil i tilfelle gi en positiv effekt på den private andelen, da økt etterspørsel er antatt å øke behovet for private barnehager i tillegg til det kommunale tilbudet (se kapittel 3.2.1). Hvis etterspørselen øker kan imidlertid kommunen velge å redusere kvaliteten ved å øke antall kommunale barnehageplasser for et gitt budsjett. Kommuner med god råd kan også lettere øke de kommunale overføringene til barnehagesektoren hvis etterspørselen etter plass skulle øke.

Så lenge det ikke har blitt innført full likebehandling av kommunale og private barnehager har det, som beskrevet i kapittel 2.3, vært billigere for kommuner med få midler til disposisjon å la private aktører etablere seg i kommunen framfor å bygge ut det kommunale tilbudet. Kommuner med et høyt nivå på de frie disponible inntektene har i mindre grad hatt behov for å velge den billige private løsningen, men har hatt anledning til å etablere de dyrere kommunale plasser. Høye frie disponible inntekter vil derfor forventes å være forbundet med en lavere andel private barnehageplasser i kommunen.

3.2.4 Kommunale preferansefaktorer

Til slutt vil også lokale preferanser kunne ha en påvirkning på andelen private barnehageplasser i kommunen. Disse preferansene kommer tydeligst til syne gjennom sammensetningen av kommunestyret, men også andre egenskaper ved kommunen og dens innbyggere kan tenkes å ha en effekt.

Langørgeren og Aaberge (2006) konkluderte på bakgrunn av data for 2003 at andel sosialister i kommunestyret ga relativt høy pengebruk på administrasjon, barnehager og barnevern. Pedersen (2008) finner derimot ikke noen signifikant effekt av sosialistandel i kommunestyret på kommuners prioritering av barnehager i årene 2001-2007, og trenden for pengebruk i sektoren er til og med nedadgående. Dette kan ha vært en konsekvens av stor utbygging av nye barnehager tidlig i perioden. Andelen sosialister kan likevel være en relevant faktor for hvor stort innslag av private aktører en kommune har, da partier på venstresiden gjerne assosieres med offentlige løsninger, mens partier på høyresiden oftere foretrekker privatisering. Forskjellige preferanser for kvaliteten på barnehagetilbudet kan være en annen skillelinje. Om ideologiske forskjeller på kommunenivå har påvirket eierstrukturen i barnehagesektoren i kommunen kan testes ved å inkludere andelen sosialister (Arbeiderpartiet, Sosialistisk Venstreparti, Rødt) i kommunestyret som forklaringsvariabel. Et mulig problem ved bruk av denne variabelen er at det i mange små kommuner ofte er et stort innslag av "bygdelister" og "felleslister", som per definisjon er ikke-sosialister. Skjevheten vil i tilfelle gå i retning av å undervurdere sosialistandelen i disse kommunene. Variabelen sosialistandelen i kommunestyret vil i mange tilfeller (rundt 100 kommuner) derfor bare delvis fange opp den faktiske partifordelingen i kommunestyret.

Effekten av lokale preferanser på eierskapsstruktur kan også gå via effekten på den marginale budsjettandelen til barnehagesektoren i KOMMODE. Vi så ovenfor at Pedersen (2008) fant for årene 2001-2007 at kommuner med et høyt utdanningsnivå prioriterte bl.a. barnehagesektoren i forhold til kommuner med et lavere utdanningsnivå. Dette kan være et uttrykk for at personer med høy utdanning har en høyere preferanse for kvalitet. Sæther (2010) finner bl.a. i sitt utvalg bestående av småbarnsforeldre at i gruppen der minst en av foreldrene har høyere utdanning har 80 prosent barna sine i barnehage, mens bare 68 prosent av barna med foreldre uten høyere utdanning er i barnehage.⁸ Dette er trolig en effekt av at høy utdanning er positivt korrelert med høy yrkesdeltakelse. Ved å kontrollere for yrkesdeltakelse i analysen, vil en egen effekt av utdanningsnivået kunne tilskrives forskjeller i preferanser. Det at en større andel av ressursene i kommuner med et høyt utdanningsnivå allokteres til barnehagesektoren, trekker isolert sett i retning av et bedre utbygd kommunalt barnehagetilbud.

På samme måte som utdanningsnivået bidrar andelen som er bosatt tettbygd i en kommune til en positiv og signifikant effekt på den marginale budsjettandelen for barnehagesektoren i 2003 (Langørgeren m.fl., 2005). Denne effekten tolker de ikke som et resultat av økte kostnader for tjenesteproduksjon i tettbygde strøk, men som et uttrykk for lokal prioritering av pengebruken utover de bundne kostnadene. Pedersen (2008), derimot, finner ikke noen signifikante effekter for perioden 2001-2007. Bortfallet av en signifikant effekt, samt at bosettingsmønsteret er fanget opp ved å inkludere sonekriteriet som kontrollvariabel, gjør at denne variabelen ikke vil bli brukt videre i analysen.

3.3. Investeringsperspektiv

Eierskapsstrukturen i barnehagesektoren er et resultat av mange tiårs utbygging. Gitt at omfanget av privatisering eller kommunalisering av allerede eksisterende barnehager ikke har vært for stort, vil faktorer som påvirket tidligere års utbygging av nye barnehager ha hatt en innvirkning på andelen private barnehageplasser.⁹ Det vil derfor være naturlig å inkludere variable for tidligere år enn 2008 som kontrollvariable når man skal prøve å forklare dagens struktur. Spesielt vil det være interessant å se om noen variable har ulik effekt, avhengig av hvilket år man benytter data fra, og å evaluere størrelsesforholdet mellom estimatene.

⁸ Andelen barn 1-5 år som går i barnehage blir også funnet til å være økende med husholdningens inntekt.

⁹ Et betydelig unntak er privatiseringen av 13 statlig eide sykehusbarnehager ved Rikshospitalet og Ullevål Universitetssykehus i 2008.

En tilsvarende tilnærming finner vi i Kalvarskaia og Langørgen (2004) sin analyse av depresieringskostnader per innbygger for kommunale skolebygg. De valgte å fokusere på den dynamiske effekten av flere av de samme variablene som benyttes i denne studien. Høye depresieringskostnader i måleåret 2001 blir hos Kalvarskaia og Langørgen (2004) antatt å være et resultat av faktorer som førte til høy investering i skolebygg i tidligere perioder. De finner bl.a. at faktorer som øker enhetskostnadene, en økt andel av befolkningen i målgruppen grunnskolealder og et høyt nivå på frie disponible inntekter ga en signifikant positiv effekt på en kommunes depresieringskostnader. En årsak til dette er at kommunen er pliktig til å tilby alle barn i kommunen et grunnskoletilbud, og dette krever større investeringer i skolebygg per innbygger i kommuner med et lite befolkningsgrunnlag eller spredt bebyggelse. Effekten av befolkningsvekst over ulike femårsperioder varierte i grad av forklaringskraft, og viste en tendens til å ha effekt på mellomlang, men ikke på kort sikt. Dette indikerte en treghet/etterslep i kommunens tilpasningsprosess ved endringer i befolkningen. Hvis noen variabler skulle vise seg å ha forskjellig effekt for årene 1998 og 2008, vil det på samme måte være en indikasjon på en treghet i prosessene som ligger bak utviklingen i eierskapsstrukturen i barnehagesektoren.

Her velger vi data for 1998 fordi det er det tidligste året hvor sammenlignbare data er lett tilgjengelige. Dette var det første året der 6-åringer ble tatt opp i grunnskolen framfor å gå i barnehage, mens kontantstøtteordningen ble innført året etter, i 1999. Dette var et tidspunkt der utbyggingen av barnehager ikke var kommet like langt som den har i dag, og rammevilkårene for barnehagesektoren har også endret seg betraktelig i løpet av denne perioden. Dekningsgraden for 1-5 åringer var til sammenlikning 61,1 prosent i 1998, mot 87,2 prosent i 2008. Andelen barn i denne alderen som gikk i privat barnehage var i 1998 40,9 prosent, mot dagens 46 prosent.

En oversikt over korrelasjonen mellom 1998- og 2008-verdier for variablene som inngår i modellen kan gi en indikasjon på hvilke variable som kan tenkes å ha ulik effekt på den private andelen barnehageplasser over tid. I tabell 5 under ser vi at verdiene for enhetskostnadsfaktorene invers folkemengde og gjennomsnittlig avstand til sonesenter er nesten perfekt korrelert mellom 1998 og 2008. Det samme gjelder det gjennomsnittlige utdanningsnivået i kommunen. Disse variablene vil derfor ikke bli testet for ulik effekt over tid, på grunn av at en slik modell vil gi opphav til multikollinearitet.

Tabell 5: Korrelasjon mellom variabler for 1998 og 2008

| Variabel | Korrelasjon |
|--|-------------|
| Prosent barn 1-5 år | 0,55 |
| Prosent barn 1-5 år med heltids yrkesaktive voksne i husholdning | 0,66 |
| Gjennomsnittlig antall år med utdanning utover 9 år | 0,96 |
| Invers folkemengde (*1000) | 0,99 |
| Gj.snitt avstand til sonesenter, mil per capita | 0,92 |
| Frie disponible inntekter | 0,83 |
| Sosialistandel i kommunestyret | 0,70 |

For de andre variablene vil 1998-verdier bli prøvd ut sammen med verdier for 2008, selv om korrelasjonen over tid jevnt over er høy. Hypotesen er at en kommunes økonomiske, demografiske og sosiale forhold i perioder da mye utbygging av nye barnehager fortsatt gjensto har hatt en påviselig effekt på dagens eierskapsstruktur. Relativt høy korrelasjon over tid vil derimot trekke i retning av at effektene ikke vil variere mye mellom de to tidspunktene, og at det kan vise seg vanskelig å separere de to effektene fra hverandre.

4. Empirisk analyse

4.1. Beskrivelse av dataene

Estimeringen vil ta utgangspunkt i data fra SSB på kommunenivå for 2007 og 2008 om barns ukentlige oppholdstid i barnehage, inndelt etter alder og ukentlig antall timer. Den årlige registreringen i barnehagene skjer normalt i september, mens alderen på barna, som vil bli brukt som en forklaringsvariabel, følger fødselsåret. For bedre å kunne ta høyde for at barnehageåret går over to kalenderår vil et gjennomsnitt av oppholdsdataene for de to årene bli benyttet. For andre variable vil tall for 2008 bli brukt, i tillegg til at flere av forklaringsvariablene som beskrevet ovenfor vil bli prøvd ut med verdier for 1998. I vedlegg A gis det nærmere definisjoner av variablene som benyttes.

Tabell 6 angir korrelasjonen mellom forklaringsvariablene som benyttes i estimeringen, og den observerte private andelen barnehageplasser i kommunen:

Tabell 6: Korrelasjon mellom forklaringsvariable og andel private plasser i 2008

| Variabel | Korrelasjon |
|--|-------------|
| Prosent barn 1-5 år, 1998 | 0,28 |
| Prosent barn 1-5 år, 2008 | 0,41 |
| Prosent barn 1-5 år med heltids yrkesaktive voksne i husholdning, 1998 | 0,28 |
| Prosent barn 1-5 år med heltids yrkesaktive voksne i husholdning, 2008 | 0,44 |
| Gjennomsnittlig antall år med utdanning utover 9 år | 0,31 |
| Invers folkemengde (*1000) | -0,51 |
| Gj.snitt avstand til sonesenter, mil per capita | -0,35 |
| Frie disponible inntekter, 1998 | -0,39 |
| Frie disponible inntekter, 2008 | -0,39 |
| Sosialistandel i kommunestyret, 1998 | -0,04 |
| Sosialistandel i kommunestyret, 2008 | -0,07 |
| Prosent mottakere 0-5 år av grunn/hjelpestønad, 2008 | 0,13 |

I tråd med hypotesene om forklaringsvariablenes forventede effekt som ble beskrevet i kapittel 3.2, ser vi at alle etterspørselsfaktorene er positivt korrelert med den private andelen. På samme måte er høye verdier for enhetskostnadsfaktorer og frie disponible inntekter forbundet med en lav andel barn med privat plass. Vi ser også at den private andelen er høyere i kommuner med et høyt gjennomsnittlig utdanningsnivå. I kommuner der sosialistandelen er høy er den private andelen jevnt over lavere.

Dataene inneholder også informasjon om hvorvidt et barn har plass i en privat eller en offentlig barnehage. Det gjør det mulig å se på hvilke egenskaper ved de ulike kommunene som er forbundet med størrelsen på den private andelen av barnehage-tilbudet. Denne andelen varierer mye på tvers av kommunene. Vedlegg B ser på hvordan de 137 kommunene som kun har et offentlig tilbud skiller seg fra de øvrige kommunene.

4.2. Modellspesifikasjon¹⁰

Målet med estimeringen er å finne faktorer som kan forklare variasjonen i andel private barnehageplasser på tvers av kommunene. På kommunenivå inneholder datamaterialet informasjon om hvor mange av kommunens barn som går i privat og offentlig barnehage, og det er derfor mulig å definere den private andelen ut i fra dette. Det er derimot flere problemer forbundet med å bruke denne andelen som venstresidevariabel i for eksempel en OLS-regresjon. Et problem er at en slik regresjon vil kunne gi predikerte verdier for en kommunes andel private barnehageplasser utenfor det mulige intervallet [0,1]. I vedlegg C vises resultatene av en slik lineær sannsynlighetsmodell.

¹⁰ Jeg benytter meg i dette kapittelet av Allison (1999), Cramer (1991), Demaris (1995), Greene (2008), Heldal (2006) og Peng, Lee og Ingersoll (2002)

Den alternative løsningen som vil bli gjennomført i denne oppgaven, er å disaggregere dataene fra kommune- til individnivå. Hvert barn i den enkelte kommune vil da bli omgjort til en egen observasjon, og hvert barn vil ha informasjon om alder og om det går i privat eller offentlig barnehage, gitt at det har barnehageplass. I tillegg vil hver observasjon beholde informasjonen om kommunen barnet bor i.

Siden 137 av 430, eller nær en tredjedel, av alle kommunene ikke har private barnehager, mens innbyggertallet i disse kommunene bare utgjør knappe 6 prosent av Norges befolkning, vil denne transformasjonen fra kommune til individnivå føre til at vektingen i regresjonen endres. Kommuner med mange barn i barnehage vil derfor få en mye høyere vekt enn de ville fått dersom analysen ble utført på kommunenivå.¹¹ Samtidig vil kommunene uten private barnehager få en lavere vekt. Tabell 7 gir en oversikt over variablene som blir brukt i estimeringen, der vektingen altså er endret fra kommune- til individnivå:

Tabell 7: Deskriptiv statistikk for forklaringsvariable

| Variable | Gj.snitt | Median | St. avvik ¹² |
|--|----------|--------|-------------------------|
| Prosent barn 1-5 år, 2008 | 6,17 | 6,16 | 5,7 |
| Prosent barn 1-5 år, 1998 | 7,06 | 7,16 | 6,7 |
| Prosent barn 1-5 år med heltids yrkesaktive voksne i hush., 2008 | 2,67 | 2,75 | 5,2 |
| Prosent barn 1-5 år med heltids yrkesaktive voksne i hush., 1998 | 2,49 | 2,48 | 5,3 |
| Prosent barn 0-5 år med grunn/hjelpestønad, 2008 | 0,12 | 0,11 | 0,38 |
| Gjennomsnittlig antall år med utdanning utover 9 år | 3,40 | 3,30 | 5,3 |
| Invers folkemengde *1000 | 0,08 | 0,04 | 1,3 |
| Gj.snitt avstand til sonesenter | 0,40 | 0,25 | 3,3 |
| Frie disponible inntekter, 2008 | 3,18 | 1,80 | 38,7 |
| Frie disponible inntekter, 1998 | 2,65 | 1,75 | 27,4 |
| Sosialistandel i kommunestyret, 07-11 | 37,53 | 37,14 | 98,1 |
| Sosialistandel i kommunestyret, 95-99 | 38,25 | 38,82 | 94,3 |

Vi ønsker å estimere en logit-modell for sannsynligheten for at et barn går i privat barnehage, der den binære venstresidevariabelen vil være en dummyvariabel som tar verdien 1 dersom et barn går i privat barnehage, og verdien 0 hvis barnet går i offentlig barnehage (kommunal + andre offentlige).¹³ Hovedformålet er å identifisere hvilke faktorer som påvirker sannsynligheten for at et barn går i privat barnehage, forutsatt at det har plass.¹⁴ Tabell 8 beskriver fordelingen mellom barn i henholdsvis private og offentlige barnehager:

Tabell 8: Fordeling av barnehageplasser etter barnehagens eierskap, gj.snitt 2007/2008

| Eierskap | Privat | Offentlig | Sum |
|-------------------|---------|-----------|---------|
| Antall barn | 116 100 | 136 480 | 252 580 |

I datamaterialet som danner grunnlaget for denne oppgaven var det på landsbasis 293 352 barn i alderen 1-5 år i 2007/2008,¹⁵ hvorav 252 580 har barnehageplass mens 40 772 ikke har det. Dette tilsier en dekningsgrad på cirka 86 prosent. Blant barna som har plass går 116 100, eller om lag 46 prosent, i privat barnehage, og de resterende 54 prosent i offentlig barnehage.

Modellen vil også inneholde dummyvariable for hver aldersgruppe. I tabell 10 under ser vi at dekningsgraden er økende med barnets alder, og at andelen som går i privat barnehage går ned med alderen. At dekningsgraden er økende med alder henger blant annet sammen med at kontantstøtteordningen er med å redusere

¹¹ Oslo, som også er et eget fylke, er derimot utelatt på grunn av manglende data for frie disponible inntekter. Se vedlegg A.

¹² De høye standardavvikene er en konsekvens av den nevnte omgjøringen fra kommune- til individnivå.

¹³ Antall barn med plass i "andre offentlige barnehager" innebærer bare om lag 2,5 prosent av totalt antall barn i offentlige barnehager.

¹⁴ I praksis vil det si hva som påvirker den private andelen på kommunenivå, da det ikke gir mening her å snakke om en modell for å forklare individuelle valg av barnehagetype.

¹⁵ Tallet er et gjennomsnitt for 2007 og 2008, og samsvarer derfor ikke helt med tallene i tabell 1.

etterspørselen etter plass for de yngste barna, samt at eldre barn som regel blir prioritert ved opptak. Tendensen til at andelen som går i privat barnehage er synkende med barnets alder henger trolig sammen med at de minste barna oftere går i familiebarnehager, som i stor grad er private. Her settes 5-åringer som referansegruppe. Man kan derfor forvente å finne positive, men synkende, alders-effekter for aldersgruppene 1-4 år.

Tabell 9: Dekningsgrad og andel barn i privat barnehage, etter alder, prosent

| Alder | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 |
|--------------------|----|----|----|----|----|
| Dekningsgrad | 63 | 83 | 92 | 95 | 96 |
| Andel privat | 50 | 48 | 46 | 45 | 43 |

Den binære venstresidevariabelen y_{jk} antar verdien 1 for et barn med privat plass, og 0 for et barn med offentlig plass. Bruk av logistisk regresjon innebærer at vi ønsker å estimere sannsynligheten for at $y_{jk} = 1$. Funksjonsformen til denne sannsynligheten i likning (1) sikrer at de estimerte sannsynlighetene blir mellom 0 og 1:

(1)

$$\pi(z_{jk}) = \Pr[y_{jk} = 1 | z] = \frac{e^{z_{jk}}}{1 + e^{z_{jk}}}$$

Hvor $\pi(z_{jk})$ er sannsynligheten for at en j-åring i kommune k har privat barnehageplass. Her er z_{jk} en lineær kombinasjon av formen:

(2)

$$z_{jk} = \alpha + \sum_{h=1}^H \beta_h x_{hk} + \gamma_j d_j,$$

der α er et konstantledd, $\sum_{h=1}^H \beta_h x_{hk}$ er en lineær kombinasjon av H

kommunespesifikke høyresidevariable, x_{hk} , og de tilhørende koeffisientene, β_h . I tillegg inneholder modellen dummyvariable, $\gamma_j d_j$, én for hver aldersgruppe, der 5-åringer her blir satt som referansegruppen som de andre aldersgruppene blir målt i forhold til. Vi får dermed estimert en predikert sannsynlighet for hver aldersgruppe i hver kommune.

Funksjonsformen innebærer at sannsynlighetsfordelingen er symmetrisk om $\pi(0)$, som er hvor sannsynligheten for $y_{jk}=1$ er 0,5. Denne symmetrien vil med andre ord si at vi har sammenhengen:

(3)

$$\pi(-z_{jk}) = 1 - \pi(z_{jk})$$

$\pi(z_{jk})$ kan også betegnes som forventningsverdien til den avhengige dummyvariabelen, gitt vektoren av forklaringsvariable, x , og vektoren av aldersdummyer, d . Dette siden:

(4)

$$E(y_{jk} | x, d) = 1 \cdot \Pr(y_{jk} = 1 | x, d) + 0 \cdot \Pr(y_{jk} = 0 | x, d) = \Pr(y_{jk} = 1 | x, d) = \pi(z_{jk})$$

Hovedformålet med logitanalysen er å kvantifisere effekten av de forskjellige forklaringsvariablene. Ønsker vi å se på den kvantitative effekten på $\pi(z_{jk})$ av en endring i en av forklaringsvariablene i (1), så er den ikke lineær, men varierer med nivået på z_{jk} :

(5)

$$\frac{\partial \pi(z_{jk})}{\partial x_{hk}} = \frac{e^{\alpha + \sum_{h=1}^H \beta_h x_{hk} + \gamma_j d_j}}{(1 + e^{\alpha + \sum_{h=1}^H \beta_h x_{hk} + \gamma_j d_j})^2} \cdot \beta_h = \pi(z_{jk})[1 - \pi(z_{jk})] \cdot \beta_h,$$

Fortegnet til den deriverte vil dermed være det samme som fortegnet til β_h . På grunn av formen til regresjonskurven er effekten minst når $\pi(z_{jk})$ er nærme 0 eller 1, og er størst når $\pi(z_{jk}) = 1/2$, som vi så over at inntreffer når $z_{jk} = 0$.

Selv om sannsynligheten for at et barn går i privat barnehage må ligge mellom 0 og 1, ønsker vi ikke at den avhengige variabelen i regresjonen skal være bundet av disse grensene. Derfor omgjøres sannsynligheten først til en odds, som vil si forholdet mellom sannsynligheten for at et barn går i privat barnehage og at det ikke gjør det. Deretter tar man (den naturlige) logaritmen til denne oddsen. Slik får man transformert den avhengige variabelen til en såkalt logit (Heldal, 2006). Fra (1) finner vi at

(6)

$$\begin{aligned} \ln\left(\frac{\pi(z_{jk})}{1 - \pi(z_{jk})}\right) &= \ln\left[\frac{e^{\alpha + \sum_{h=1}^H \beta_h x_{hk} + \gamma_j d_j}}{1 + e^{\alpha + \sum_{h=1}^H \beta_h x_{hk} + \gamma_j d_j}}\right] - \ln\left[\frac{1}{1 + e^{\alpha + \sum_{h=1}^H \beta_h x_{hk} + \gamma_j d_j}}\right] \\ &= \ln(e^{\alpha + \sum_{h=1}^H \beta_h x_{hk} + \gamma_j d_j}) = \alpha + \sum_{h=1}^H \beta_h x_{hk} + \gamma_j d_j \end{aligned}$$

$j = 1, 2, 3, 4, 5$, $k = 1, 2, \dots, 430$

Gjennom logit-transformasjonen (6) får vi dermed en lineær sammenheng mellom høyresidevariablene og logaritmen til oddsen. Det innebærer også at den predikerte verdien til z_{jk} nå kan ta alle verdier i intervallet $(-\infty, \infty)$.

Effekten av en økning i en av x-ene på logaritmen til oddsen finner man til å være

(7)

$$\frac{\partial \ln\left(\frac{\pi(z_{jk})}{1 - \pi(z_{jk})}\right)}{\partial x_{hk}} = \frac{\pi'(z_{jk})}{\pi(z_{jk})[1 - \pi(z_{jk})]} = \beta_h$$

Størrelsen på β_h blir dermed mulig å tolke direkte som endringen i logaritmen til oddsen for at $y_{jk}=1$ skal inntreffe når x_{hk} øker med en enhet:

(8)

$$\ln\left(\frac{\pi(z_{jk} | x_{hk} + 1)}{1 - \pi(z_{jk} | x_{hk} + 1)}\right) - \ln\left(\frac{\pi(z_{jk} | x_{hk})}{1 - \pi(z_{jk} | x_{hk})}\right) = (\alpha + \beta_h(x_{hk} + 1) + \gamma_j d_j) - (\alpha + \beta_h x_{hk} + \gamma_j d_j) = \beta_h$$

Det betyr at for $\beta_h > 0$ vil en økning i x_h innebære en økt sannsynlighet for

$\Pr[y_{jk} = 1 | x, d]$, og vice versa. For aldersdummyene vil e^{γ_j} representere forholdet mellom oddsen for et barn med alder i , og den valgte referansealderen, som her blir satt til 5-åringer. Også her vil en positiv koeffisient for aldersgruppe j bety større sannsynlighet for at barnet går i privat barnehage i forhold til en 5-åring.

Parameterne blir estimert med maximum likelihood metoden, en metode som kan sies å estimere parameterne som maksimerer sannsynligheten for å observere de faktiske dataene. Forutsatt at observasjonene er uavhengige av hverandre, får vi uttrykket:

(9)

$$\Pr(Y_1 = y_1, \dots, Y_n = y_n | x, d) = \prod_{y_{jk}=0} [1 - \pi(z_{jk})] \prod_{y_{jk}=1} \pi(z_{jk}),$$

Hvor n er antall observasjoner. Dette kan skrives som:

(10)

$$L(\beta | x, d) = \prod_n [\pi(z_{jk})]^{y_{jk}} [1 - \pi(z_{jk})]^{1-y_{jk}},$$

Tar vi logaritmen (en monoton transformasjon) av (10), blir funksjonen enklere å maksimere:

(11)

$$\ln L = \sum_n \{y_{jk} \ln \pi(z_{jk}) + (1 - y_{jk}) \ln(1 - \pi(z_{jk}))\},$$

Estimatet av β_h som maksimerer denne funksjonen får vi ved å derivere (11) med hensyn på hver β_h og sette lik null. Det gir j likninger med formen:

(12)

$$\frac{\partial \ln L}{\partial \beta_h} = \sum_n \left[\frac{y_{jk}}{\pi(z_{jk})} * \pi'_{\beta_h}(z_{jk}) - \frac{(1-y_{jk})}{1-\pi(z_{jk})} * \pi'_{\beta_h}(z_{jk}) \right] = \sum_n [y_{jk} - \pi(z_{jk})] * x_h = 0$$

Fra siste del av likning (12) finner vi dermed optimumsbetingelsen at

(13)

$$\sum_n y_{jk} = \sum_n \pi(z_{jk}),$$

Som betyr at de optimale verdiene på β -koeffisientene, ikke overraskende, er de som gir likhet mellom den observerte frekvensen til y_{jk} og den predikert av modellen. Maximum likelihood estimatene er konsistente og tilnærmet normalfordelt i store utvalg.

For hver aldersgruppe i hver kommune vil man da sitte igjen med en predikert sannsynlighet for at et barn i denne gruppen går i privat barnehage, gitt de kommunale forklaringsvariablene. Det vil da være mulig å aggregere disse estimatene opp igjen til kommunenivå, vektet med aldersgruppens andel av totalt antall barn med barnehageplass i kommunen. Siden hver aldersgruppe får predikert en egen sannsynlighet, vil dermed også alderssammensetningen til barnehagebarna i en kommune påvirke den predikerte verdien på kommunenivå. I kapittel 4.3.2 vil den predikerte sannsynligheten bli aggregert opp igjen til kommunenivå og sammenlignet med den observerte andelen private barnehageplasser. Dette for å se i hvor stor grad modellen kan forklare variasjonen i eierskapsstruktur mellom kommunene.

Overdispersjon

En viktig antakelse ved gjennomføringen av logistisk regresjon er at alle utfall (om et barn har privat eller offentlig barnehageplass) er uavhengige av hverandre (Heldal, 2006). Hvis dette ikke er tilfelle, vil (den binomiske) variansen til den avhengige variabelen bli høyere enn det den er forventet å være, som er $\pi(z_{jk}) * [1 - \pi(z_{jk})]$. Dette vil i så fall føre til at de estimerte standardfeilene til koeffisientene blir undervurdert, og at signifikansen til koeffisientene dermed blir tilsvarende overvurdert (Allison, 1999). Årsaken til at overdispersjon blir et potensielt problem i dette datamaterialet er at observasjonene, som beskrevet over, har blitt delt inn i undergrupper av ulik størrelse der alle observasjonene deler de samme kommunale kjennetegnene. Innad i disse undergruppene, som jo blant annet er definert ut i fra at alle barna i hver gruppe har samme alder og har plass i samme type barnehage, vil det derfor være fullt samsvar mellom forklaringsvariablene og utfallsvariabelen. Dette gjør at det oppstår såkalt intraklyngekorrelasjon, noe som bryter med antakelsen om at alle observasjonene skal være uavhengig av hverandre. Det kan vises at dess flere observasjoner man har i de enkelte

klyngene,¹⁶ dess større blir overdispersjonen for et gitt nivå på intraklyngekorrelasjonen (Heldal, 2006).

Det vil derfor bli kontrollert for dette i regresjonen, med den følge at standardfeilene til estimatene blir multiplisert med en overdispersjonsfaktor. Denne faktoren vil avhenge av hvilke variable som er inkludert i de ulike modellene.¹⁷ Størrelsen på selve estimatene forblir derimot uforandret.

4.3 Resultater

Tabell 10: Regresjonsresultater

| Variable | (1) | (2) | (3) | (4) |
|--|-----------|----------|------------|-----------|
| Konstant | 0,339 | 0,28 | 0,433 | 0,377 |
| Prosent barn 1-5 år, 2008 | 0,229*** | 0,105 | 0,133*** | 0,162*** |
| Prosent barn 1-5 år, 1998 | | 0,084 | | |
| Prosent barn 1-5 år med helt. yrkesaktive voksne i hush., 2008 | -0,251*** | -0,04 | | |
| Prosent barn 1-5 år med helt. yrkesaktive voksne i hush., 1998 | | -0,238* | -0,231*** | -0,275*** |
| Gjennomsnittlig antall år med utdanning utover 9 år | -0,11* | -0,06 | | |
| Invers folkemengde (*1000) | -5,35*** | -5,22*** | -5,0*** | -5,32*** |
| Gj.snitt avstand til sonesenter, mil per capita | -0,296** | -0,263* | -0,256** | -0,214* |
| Frie disponible inntekter 2008 | -0,028*** | -0,011 | | -0,026*** |
| Frie disponible inntekter 1998 | | -0,031 | -0,0496*** | |
| Sosialistandel i kommunestyret 07-11 | -0,008*** | -0,009** | -0,007*** | -0,007*** |
| Sosialistandel i kommunestyret 95-99 | | 0,004 | | |
| Alder =1 | 0,246*** | 0,248*** | 0,241*** | 0,247*** |
| Alder =2 | 0,161* | 0,161* | 0,156* | 0,16* |
| Alder =3 | 0,093 | 0,093 | 0,09 | 0,09 |
| Alder =4 | 0,05 | 0,05 | 0,05 | 0,05 |
| Likelihood Ratio χ^2 | 835,6*** | 739,6*** | 890,2*** | 803,3*** |
| Observasjoner | 217 018 | 215 075 | 219 331 | 216 444 |
| Frihetsgrader | 11 | 15 | 10 | 10 |
| AIC | 13 151,4 | 11 636,1 | 13 122,5 | 12 699,5 |
| SC | 13 224,8 | 11 733,7 | 13 190,2 | 12 766,7 |
| -2 Log L | 13 127,4 | 11 604,1 | 13 100,5 | 12 677,5 |
| R ² -McFadden | 0,06 | 0,06 | 0,064 | 0,06 |
| C-statistikk | 0,627 | 0,622 | 0,634 | 0,624 |
| Overdispersjonsfaktor | 4,64 | 4,91 | 4,71 | 4,66 |

*p<0,05, **p<0,01 og ***p<0,001 angir estimatenes signifikansnivå

4.3.1 Resultater av logistisk regresjon

Tabell 10 over gjengir regresjonsresultatene. Det er på sin plass med en omtale av kriteriene man bedømmer de ulike modellene etter, da det ikke er like rett fram når man benytter logistisk regresjon.

For det første har ikke den R² som blir oppgitt direkte i regresjonsresultatene i SAS, noen tilsvarende tolkning (se for eksempel Peng m.fl., 2002) i logistisk regresjon slik R² har i en vanlig OLS-modell. Den blir derfor ikke oppgitt i tabell 11. R²-McFadden er sammenlignbar med den man finner i vanlig lineær regresjon, men antar som regel mye lavere verdier. Dette er fordi R² er synkende i variansen til den avhengige variabelen, og siden den bare kan anta verdiene 0 og 1, så vil

¹⁶ I dette datamaterialet er det for eksempel 44 undergrupper med mer enn 500 barn i hver (Oslo utelatt), mens den gjennomsnittlige undergruppen inneholder ca 55 barn.

¹⁷ Se regresjonsresultatene for overdispersjonsfaktoren for de enkelte modellene.

variansen naturlig nok bli mye større enn om den også antok verdier mellom 0 og 1. De ulike modellene er stort sett likeverdige målt etter dette kriteriet. AIC (Akaike Information Criterion) og SC (Schwarz Criterion) skal være lavest mulig, og begge disse kriteriene rammes av å inkludere for mange variabler i modellen. Likelihood ratio-testen er tilsvarende en F-test i lineære regresjoner.

C-statistikken tar verdier mellom 0,5 og 1 og er et egnet mål på hvor godt en modell forklarer variasjonen i den avhengige variabelen. Den angir hvor stor andel av alle mulige observasjonspaar med ulik verdi for den avhengige variabelen,¹⁸ der modellen predikerer en høyere sannsynlighet for barnet som går i privat barnehage, enn det som går i offentlig. En minimumsverdi på $c=0,5$ ville indikert at en helt tilfeldig predikert verdi ville vært like treffsikker som den modellen predikerer, mens $c=1$ naturlig nok betyr at modellen predikerer riktig for alle par med observasjoner. Vi ser at alle modellene er omtrent like gode målt etter dette kriteriet, med modell 3 som den mest treffsikre.

Går vi over til å vurdere resultatene i de enkelte modellene ser vi i modell (1) at koeffisientene for aldersdummyene for 1- og 2-åringer er positive og signifikante, og at det ikke er noen signifikant effekt for 3- og 4-åringer. Dette betyr at sannsynligheten for å gå i privat barnehage som forventet er høyere dess yngre barnet er, men at forskjellen bare er signifikant for de yngste aldersgruppene. Dette mønsteret gjelder også for de andre spesifikasjonene.

Økt sosialandel i kommunestyret, høyere frie disponible inntekter, lavere befolkningsmengde og mer spredt bosettingsmønster har alle det forventede negative fortegnet, slik at en høyere verdi for en av disse variablene er forbundet med redusert sannsynlighet for privat plass.

Når det gjelder etterspørselsfaktorene, så har andel barn i alderen 1-5 år en positiv effekt på sannsynligheten, mens andel barn med heltids yrkesaktive foreldre i husholdningen viser seg å være forbundet med en større offentlig andel. Det siste er i strid med antakelsen om at faktorer som øker etterspørsel etter barnehageplass, via økt press på barnehageutbygging utover det kommunen selv tilbyr, skulle tilsi en større andel private aktører. Utdanningsnivået i kommunen er også assosiert med en økt offentlig andel. Siden vi også har kontrollert for yrkesaktivitet, er dette en bekreftelse på antakelsen om at utdanningsnivået kan ha en egen påvirkning på eierskapsstrukturen via innbyggernes preferanser for et barnehage tilbud som holder en høy standard.

Ser vi på et medianbarn, det vil si et barn som har medianverdier for alle forklaringsvariable (se tabell 7) og som er en 5-åring, får vi en forventet sannsynlighet for at barnet går i privat barnehage på 52,1 prosent.¹⁹ Den marginale effekten av for eksempel et prosentpoengs økning i andel barn 1-5 år i kommunen fra mediannivået finner vi ved hjelp av ligning (5) til å være $0,521*(1-0,521)*0,229=0,057$, som betyr at sannsynligheten for privat plass øker fra 52,1 prosent til 57,8 prosent.

Sannsynligheten for en 1-åring er til sammenlikning 58,2 prosent, som vi kan finne ved å bruke at økningen i koeffisienten for 1-åringer, 0,246, skal være lik raten mellom oddsen for de to aldersgruppene, der d_1 og d_5 betegner dummyvariabelen for henholdsvis 1- og 5-åringer:

¹⁸ I modell 1 vil det innebære ca 2,7mill kombinasjoner med barn der det ene går i privat og det andre i offentlig barnehage.

¹⁹ Den tilsvarende sannsynligheten for et barn med gjennomsnittlige variabelverdier er 44 prosent.

$$e^{0,246} = \frac{\frac{\pi(x | d_1 = 1)}{1 - \pi(x | d_1 = 1)}}{\frac{\pi(x | d_5 = 1)}{1 - \pi(x | d_5 = 1)}} \Leftrightarrow 1,279 * \frac{0,521}{1 - 0,521} = \frac{\pi(x | d_1 = 1)}{1 - \pi(x | d_1 = 1)} \Leftrightarrow \pi(x | d_1 = 1) = 0,582$$

Hva kan så forklare den negative effekten av foreldres yrkesaktivitet på sannsynligheten for at et barn har privat barnehageplass? Hypotesen i kapittel 3.2.1 bygger på at yrkesaktive foreldre har høyere etterspørsel etter barnehageplass enn ikke-yrkesaktive. Det skulle tilsi, alt annet likt, en høyere, og ikke lavere privat andel. En mulig forklaring på effekten kan være at det med yrkesaktivitet og høyere inntekt følger et ønske om høyere kvalitet på barnehage tilbudet. Det kan derfor tyde på at yrkesaktivitet på samme måte som det gjennomsnittlige utdanningsnivået i kommunen er forbundet med økt preferanse for et kommunalt barnehage tilbud. Som vi så i kapittel 2.3 opererer private barnehager jevnt over med et lavere kostnadsnivå enn kommunale. Dette kan trolig delvis forklares både med reelle effektivitetsforskjeller eller som en konsekvens av manglende økonomisk likebehandling. Den lavere ressursbruken i private barnehager vil uansett kunne oppfattes som et tegn på at tilbudet holder en lavere kvalitet enn det offentlige. En annen mulig forklaring kan være at variabelen ikke i tilstrekkelig grad skiller husholdninger der begge foreldrene er heltids yrkesaktive fra de hvor kun én av foreldrene er det.

I tillegg ble prosent barn med grunn- eller hjelpestønad forsøkt inkludert i modell (1). Koeffisienten ble imidlertid insignifikant, og det skapte heller ikke nevneverdige endringer i de andre parameterestimaterne. Det er med andre ord ingen indikasjon i dette tallmaterialet for at en høy andel barn i denne gruppen påvirker sannsynligheten for at et barn har privat barnehageplass.

I modell (2) har vi i tråd med tanken om at eierskapsstrukturen er et resultat av utvikling over tid testet ut om flere av variablene målt i 1998 har en effekt på fordelingen mellom privat/offentlig i 2008.

For det første ser vi nå at mange av koeffisientene ikke lenger er signifikante på vanlige signifikansnivåer. Andel barn 1-5 år har her ingen signifikant effekt, verken i 1998 eller 2008. Effekten av andel barn med yrkesaktive foreldre i 2008 reduseres kraftig i forhold til modell (1) og er heller ikke lenger signifikant ($pr > \text{ChiSq} = 0,71$). Den tilsvarende koeffisienten for 1998 er derimot signifikant negativ ($pr > \text{ChiSq} = 0,014$), og av samme størrelsesorden som effekten av yrkesaktivitet i 2008 i modell (1). Det kan derfor virke som at 1998-verdien i dette tilfellet har større forklaringskraft på dagens eierskapsstruktur enn den tilsvarende verdien i 2008.

Videre forsvinner effekten av nivået på de frie disponible inntektene i 2008 når 1998-nivået inkluderes ($pr > \text{ChiSq} = 0,30$). Nivået i 1998 ser derimot ut til å ha en sterkere effekt per krone, og effekten er også mye nærmere å være signifikant ($pr > \text{ChiSq} = 0,07$) enn 2008-nivået.

For sosialistandelen i kommunestyret er mønsteret motsatt. Der ser vi at effekten for 2008-andelen (verdier fra valg 2007) er mer enn dobbelt så stor negativ som den for 1998 (verdier fra valg 1995) er positiv, med tilnærmet lik medianverdi i begge årene. 1998-koeffisienten er derimot ikke signifikant, noe som derfor ikke gir støtte til hypotesen om at den politiske sammensetningen hadde mer å si under utbyggingsperioden enn det den har i dag.

Årsaken til at så mange koeffisienter ble insignifikante i modell (2) er sannsynligvis at det er høy korrelasjon mellom 1998- og 2008-verdiene for de ulike variablene. Vi så over i tabell 5 at alle variablene var relativt høyt korrelert over tid.

Modell (3) ekskluderer derfor variabler som ikke var signifikante i modell (2), men beholder likevel prosent barn i barnehagealder i 2008.²⁰ Frie disponible inntekter for 1998 blir også beholdt, da den var signifikant for et 10 % -signifikansnivå. Alle de gjenværende koeffisientene blir statistisk signifikante, og med unntak av frie disponible inntekter i 1998 skjer det ikke store endringer i størrelsen på estimatene. Særlig interessant er det at effekten av yrkesaktivitet i 1998 forblir nærmest uendret i forhold til modell (2). Det antyder at yrkesaktiviteten i 1998 har større forklaringskraft enn verdiene for 2008. Modellen har også noe bedre føyning enn de andre modellene.

Modell (4) er tilsvarende modell (3), men inkluderer frie disponible inntekter for 2008 istedenfor 1998. Koeffisienten for 2008 er tilnærmet lik den vi fant i modell (1). For resten av variablene er det kun små forskjeller i forhold til modell (3). Dette bekrefter at frie disponible inntekter er en signifikant forklaringsfaktor for andelen barn som går i privat barnehage, men at det ikke er mulig å gi noe klart svar på hvilket av årene som driver resultatet. Dette er fordi variabelen er høyt korrelert mellom 1998 og 2008.

Gjennomgående for alle modellene er at den inverse folkekongden er den klart viktigste forklaringsvariabelen, og effekten går i retning av at sannsynligheten for at et barn har privat barnehageplass øker sterkt med folketallet i kommunen. Ser vi igjen på et medianbarn på 5 år vil en økning i innbyggertallet i kommunen barnet bor i fra 2000 til 3000 i modell (1) innebære om lag 10 prosentpoeng høyere sannsynlighet for å ha privat barnehageplass, opp fra 8 prosent til 18 prosent. Den tilsvarende effekten når innbyggertallet øker fra 10000 til 11000 er derimot bare på om lag 1 prosentpoeng, fra 44 prosent til 45 prosent.

4.3.2 Modellens prediksjonskraft

På bakgrunn av regresjonsresultatene i forrige avsnitt får man estimert en predikert verdi for sannsynligheten for at hvert enkelt barn går i en privat barnehage, gitt at det har barnehageplass. Ved å sammenligne de aggregerte predikerte estimatene på individnivå med den observerte andelen på kommunenivå, kan vi få en indikasjon på forklaringskraften til estimatene fra regresjonen i kapittel 4.3.1. Siden alle barn med samme alder i en kommune vil få estimert den samme sannsynligheten, kan vi vekte estimatene for hver aldersgruppe i forhold til hvor stor del av totalt antall barnehagebarn i kommunen den utgjør. Det vil gi oss en aggregert prediksjonsverdi for alle barna i hver kommune sett under ett som kan relateres til den observerte andelen. For kommune k får vi dermed følgende predikerte verdi:

$$(14) \hat{\pi}_k = \sum_j [b_{jk} * \hat{\pi}(z_{jk})]$$

Der $\hat{\pi}_k$ er den predikerte verdien for kommune k og b_{jk} er andelen barn i aldersgruppe j av alle barn 1-5 år med barnehageplass i kommunen. Tabell 11 viser forklaringskraften til de ulike modellspesifikasjonene.

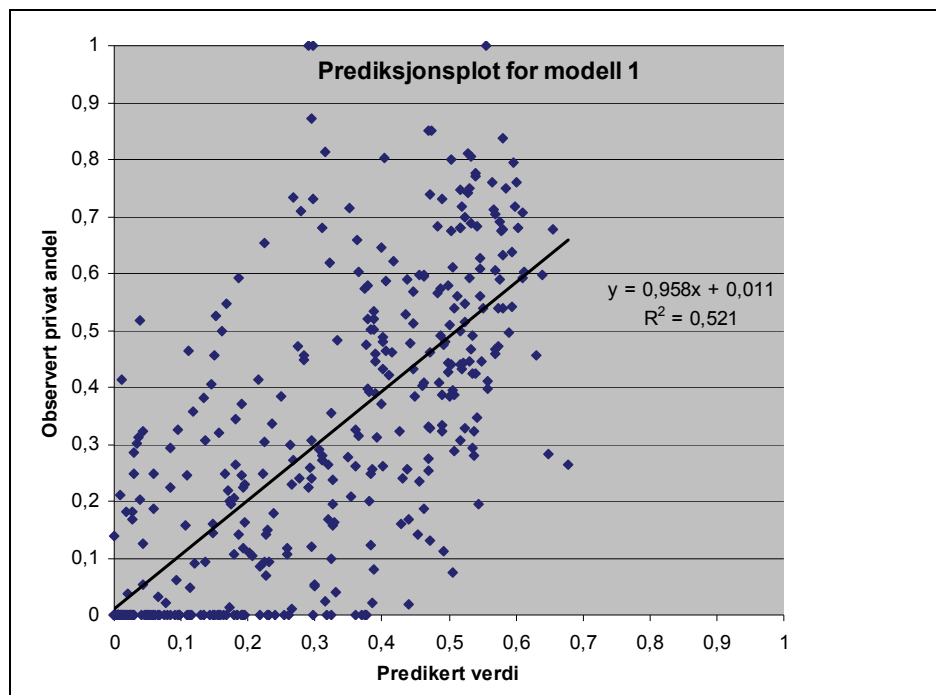
Tabell 11: Sammenheng mellom predikerte og observerte verdier for den private andelen barnehageplasser

| Modell | 1 | 2 | 3 | 4 |
|-----------------------------|------|------|------|------|
| Pseudo-R ² | 0,52 | 0,52 | 0,54 | 0,52 |
| Korrelasjon | 0,72 | 0,72 | 0,73 | 0,72 |
| Antall kommuner | 397 | 389 | 418 | 427 |

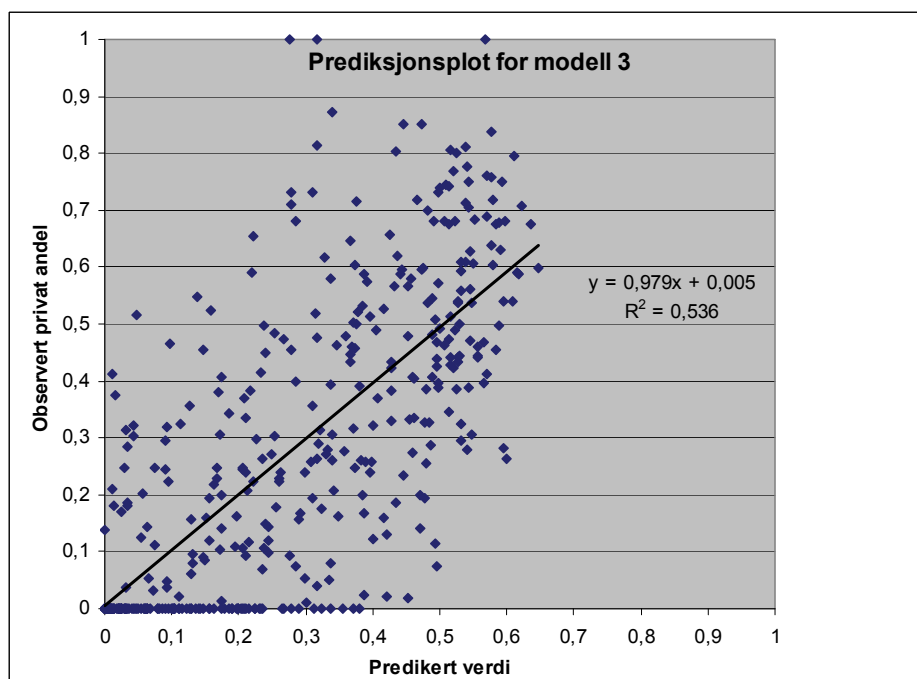
Det er liten variasjon mellom modellenes prediksjonskraft. Korrelasjonen mellom den predikerte og den observerte andelen ligger rundt 0,72-0,73. Figur 1 og 2 under viser sammenhengen mellom de to størrelsene for henholdsvis modell 1 og 3.

²⁰ Multikollinearitet blir ikke funnet til å være et problem i denne spesifikasjonen.

Figur 1: Observerte vs predikerte verdier fra modell 1 for den private andelen barnehageplasser



Figur 2: Observerte vs predikerte verdier fra modell 3 for den private andelen barnehageplasser



Små og store kommuner

Som nevnt ovenfor, vil kommuner med få barn i barnehage bare utgjøre en liten andel av alle observasjonene. I tabell 12 blir modell (1) testet separat for kommuner med mindre enn 10000 innbyggere.

Tabell 12: Modell (1) for kommuner med mindre enn 10 000 innbyggere

| Variable | <10 000 innbyggere |
|--|--------------------|
| Konstant | 0,163 |
| Prosent barn 1-5 år, 2008 | 0,083 |
| Prosent barn 1-5 år med heltids yrkesaktive voksne i hush., 2008 | 0,047 |
| Gjennomsnittlig antall år med utdanning utover 9 år | -0,036 |
| Invers folke mengde (*1000) | -3,22*** |
| Gj.snitt avstand til sonesenter, mil per capita | -0,61*** |
| Frie disponible inntekter 2008 | -0,037*** |
| Sosialistandel i kommunestyret 07-11 | -0,012*** |
| Alder =1 | 0,38*** |
| Alder =2 | 0,28** |
| Alder =3 | 0,12 |
| Alder =4 | 0,07 |
| Likelihood Ratio χ^2 | 617,6*** |
| Observasjoner | 55 836 |
| Frihetsgrader | 11 |
| AIC | 6 521,2 |
| SC | 6 590,2 |
| -2 Log L | 6 497,2 |
| R ² -McFadden | 0,087 |
| C-statistikk | 0,645 |
| Overdispersjonsfaktor | 3,06 |

*p<0,05, **p<0,01 og ***p<0,001 angir estimatenes signifikansnivå

For kommuner med mindre enn 10000 innbyggere, som utgjør om lag en fjerdedel av observasjonene, har modellen bedre føyning enn når alle kommunene er inkludert, slik som i tabell 11 over. For de minste kommunene slår verken andel barn i barnehagealder, nivået på yrkesaktivitet blant småbarnsforeldre eller utdanningsnivået i kommunen signifikant ut. Etterspørsels- og preferansefaktorer kan derfor ikke forklare variasjonen i andelen private barnehager i disse kommunene.

På den annen side gir nivået på de frie disponible inntektene, den gjennomsnittlige avstanden til sonesenteret og sosialistandelen i kommunestyret en sterkere negativ effekt på den private andelen enn når alle kommunene er inkludert. Det vil si at variasjon i disse faktorene har større effekt på eierskapsstrukturen i små kommuner. For et medianbarn på 5 år predikerer modellen en privat andel på 12,7 prosent for de minste kommunene, sammenlignet med 52,1 prosent når alle kommunene er inkludert.

Modellen for kommuner med mer enn 10 000 innbyggere viste seg å ha svært dårlig føyning. Det kan blant annet forklares med at verdiene for flere av forklaringsvariablene varierer relativt lite innad i denne gruppen. Denne spesifiseringen er derfor utelatt fra tabell 12. Dette viser at modellen har ulik forklaringskraft for små og store kommuner.

5. Oppsummering

Denne oppgaven har analysert hvilke faktorer som kan forklare den observerte variasjonen i andelen private barnehageplasser mellom landets kommuner. Hypotesene som ble testet baserte seg på blant annet demografiske, sosiale og politiske kjennetegn ved de ulike kommunene. Disse kjennetegnene har tidligere blitt vist i kommunemodellen KOMMODE å ha en effekt på fordelingen av kommunal pengebruk på forskjellige tjenestesektorer.

Basert på tallmateriale for barnehagesektoren for årene 2007/2008 viser den empiriske analysen at flere av hypotesene blir bekreftet. Blant annet viser resultatene at kommunens innbyggertall er den kanskje viktigste forklaringsfaktoren for størrelsen på den private andelen barnehageplasser i kommunen. Høyere innbyggertall i en kommune er nært forbundet med en større privat andel. Et mer sentralisert bosettingsmønster bidrar også til å øke innslaget av private

aktører i sektoren, og begge de nevnte faktorene er med på å senke enhetskostnadene i barnehagesektoren. Resultatene viser også at rike kommuner og kommuner med en høy andel sosialister i kommunestyret har en signifikant lavere andel private barnehageplasser.

Rammebetingelsene i barnehagesektoren har vært gjennom store endringer de siste årene. Kunnskapsdepartementet sendte i slutten av april 2010 ut et høringsforslag, der det foreslås at private barnehager i løpet av en femårsperiode skal oppnå likeverdig behandling som de kommunale. Dette vil innebære at private barnehager vil ha krav på 100 prosent av det en tilsvarende kommunal barnehage i kommunen i gjennomsnitt mottar i tilskudd. Denne satsen har de siste årene som nevnt ovenfor ligget på 85 prosent.

Den økonomiske forskjellsbehandlingen har trolig ført til at private barnehager har måttet drive med et lavere kostnadsnivå enn de offentlige. Dette har resultert i at private barnehager har framstått som en relativt billig måte å få sørget for full barnehagedekning på for kommuner med begrensede midler til disposisjon. På samme måte som analyser av effektivitetsforskjeller mellom ulike barnehagetyper trolig bør gjennomføres når alle barnehager har de samme rammebetingelsene, vil en analyse av eierskapsstruktur, slik som denne, også kunne gi andre konklusjoner når de nye reglene har fått virke noen år. Et mulig utslag, i tråd med argumentasjonen over, vil være at kommunens inntekstnivå ikke lenger vil være en faktor som påvirker fordelingen mellom privat og kommunalt eierskap.

Ser man framover, er det flere gode grunner til å forvente endringer i eierskapsstrukturen i barnehagesektoren i årene som kommer. Det er grunn til å tro at den private andelen i sektoren, som i lang tid har stått for i underkant av halvparten av landets barnehageplasser, kan ha nådd en topp, og dermed vil synke i årene framover. En grunn er innføringen av økonomisk likebehandling av private og kommunale barnehager som vil gjøre at private barnehager ikke lenger vil bli billigere å drive for kommunen. Når full barnehagedekning blir oppnådd, vil kommunene i tråd med det nye regelverket som trår i kraft i 2011 ikke lenger være pliktig å bidra med finansiering av nye private barnehager. Siden private barnehager om noen år vil ha krav på samme finansiering som kommunale barnehager vil derfor kommunene ikke lenger ha noen økonomiske incentiver til å velge private løsninger. I tillegg kommer trolig myndighetene i forbindelse med innføringen av likebehandling også til å innføre begrensninger på muligheten til å ta ut utbytte fra barnehagedrift i privat regi. Dette vil isolert sett gi svakere incentiver for nye private aktører som ønsker å etablere seg.

Kommunen blir fra 2011 ansvarlig for fullfinansiering av sektoren og for å sikre barnehageplass til alle som ønsker det. Det vil kunne gi kommunene et ønske om å ta større kontroll over framtidig utbygging. Allerede ser man at flere av de største prosjektene for utbygging av nye barnehageplasser nå foregår i kommunal regi.

Referanser

- Allison, P.D. (1999): *Logistic Regression using the SAS System: Theory and Application*, Cary, NC: SAS Institute Inc.
- Bergseng, E. og Løyland, K. (2003): Effektivitetsforskjeller mellom offentlige og private barnehager, *Norsk Økonomisk Tidsskrift*, **117**, s.1-30.
- Borge, L. og Haraldsvik, M. (2007): *Effektivitetsforskjeller og effektiviseringspotensial i barnehagesektoren*, SØF-prosjekt nr. 1100, Senter for økonomisk forskning.
- Blix, K. W. og Guldbrandsen, L.(1992a): *Norske familiers økonomiske levekår*. Rapport fra en intervjuundersøkelse høsten 1991, INAS-notat 92:3, Institutt for Sosialforskning.
- Cramer, J.S. (1991): *The LOGIT model: An introduction for economists*, New York: Routledge, Chapman and Hall Inc.
- Demaris, A. (1995): A Tutorial in Logistic Regression, *Journal of Marriage and the Family*, **57**, No.4, s.956-968.
- ECON (2005:1): *Barnehager i kommunenes inntektssystem*, Rapport utarbeidet for Kommunal – og regionaldepartementet, ECON-rapport 2005-004, ECON Analyse.
- ECON (2005:2): *Maksimalpris på 2.250 – konsekvenser for etterspørselen*, ECON-rapport 2005-084, ECON Analyse.
- ECON (2007): *Hva er full dekning av barnehageplasser?* ECON-rapport nr. 2007-015, ECON Analyse.
- ECON (2008): *Barnehagekartet 2008 - Undersøkelse av full barnehagedekning ved utgangen av året*, Econ-notat nr.2008-038, ECON Analyse.
- Ellingsæter, A. og Guldbrandsen, L. (2003): *Barnehagen – fra selektivt til universelt velferdsgode*, NOVA Rapport 24/2003, Norsk institutt for forskning om oppvekst, velferd og aldring.

- Fürst og Høverstad (2009): *Analyse av kostnader i barnehagene i 2008*, Oppdragsrapport for Kunnskapsdepartementet, Fürst og Høverstad.
- Greene, W. H. (2008): *Econometric Analysis. 6. ed.*, New Jersey: Pearson Prentice Hall.
- Havnes, T. og Mogstad, M. (2009): *Money for Nothing? Universal Child Care and Maternal Employment*, IZA Discussion Paper No. 4504, October 2009.
- Heldal, J. (2006): *Logistisk regresjon – kurskompendium i byråskolens kurs SM507*, Notater 2006/54, Statistisk Sentralbyrå.
- Håkonsen, L. og Lunder, T. (2008): *Kostnadsforskjeller i barnehagesektoren*, Rapport til Kunnskapsdepartementet, TF-rapport nr. 243, Telemarkforskning.
- Håkonsen, L. og Løyland, K. (2000): *Norske kommuners prioritering mellom ulike tjenester: Betydningen av inntekt, priser og statlige bindinger*, Arbeidsrapport 3/2000, Telemarkforskning.
- Kalvaraskaia, M. og Langørgen, A. (2004): *Capital costs in municipal school buildings*, Rapporter 2004/9, Statistisk Sentralbyrå (http://www.ssb.no/english/subjects/12/rapp_200409_en/).
- Kommunal- og regionaldepartementet (2009): *Rapport fra Det tekniske beregningsutvalg for kommunal og fylkeskommunal økonomi, november 2009*, Rapport H-2244, Kommunal- og regionaldepartementet.
- Kontantstøttedata hentet fra <http://www.nav.no/223615.cms>, lastet ned 27.04.10.
- KS (2009): *Utviklingen i barnehager 2004-2008*. Kommunene og norsk økonomi – Tjenesterapport 2009, KS.
- Langørgen, A., Galloway, T., Mogstad, M. og Aaberge, R. (2005): *Sammenlikning av simultane og partielle analyser av kommunenes økonomiske atferd*, Rapporter 2005/25, Statistisk Sentralbyrå (http://www.ssb.no/emner/12/90/rapp_200525/).

- Langørgen, A. og Aaberge, R. (2006): *Inntektselastisiteter for kommunale tjenester*, Rapporter 2006/10, Statistisk Sentralbyrå
(http://www.ssb.no/emner/12/90/rapp_200610/)
- Langørgen, A. (2007): Kommunenes prioriteringer av barnehager, grunnskoler og øvrig utdanning, Utdanning 2007 – Muligheter, mål og mestring, Statistiske analyser 90, Statistisk Sentralbyrå.
- Lunder, T. og Håkonsen, L. (2009): *Kostnader ved å øke minimumsfinansieringen av private barnehager*, Notat utarbeidet for Kunnskapsdepartementet, TF-notat nr: 8/2009, Telemarkforskning.
- NOU (2005:18): *Fordeling, forenkling, forbedring. Inntektssystemet for kommuner og fylkeskommuner*, Kommunal- og regionaldepartementet.
- Ot.prp. nr.23 (1974-1975): *Om lov om barnehager m.v.*, Forbruker- og administrasjonsdepartementet.
- Ot.prp. nr.57 (2007-2008): *Om lov om endringer i barnehageloven (finansiering av ikke-kommunale barnehager)*, Kunnskapsdepartementet.
- Ot.prp. nr.72 (2004-2005): *Om lov om barnehager (Barnehageloven)*, Barne- og familiedepartementet.
- Ot.prp. nr.76 (2002-2003): *Om endringer i barnehageloven*, Barne- og familiedepartementet.
- Pedersen, S. (2008): Kommunenes økonomiske atferd 2001-2007, Notater 2008/60, Statistisk Sentralbyrå.
- Peng, C-Y., Lee, K. og Ingersoll, G. (2002): An Introduction to Logistic Regression Analysis and Reporting, *The Journal of Educational Research*, **96**, s.3-14.
- Risberg, T. (2000): Barnehagesektoren: Fortsatt vekst, tross kontantstøtten. *Samfunnspeilet nr.5*, 2000, Statistisk Sentralbyrå, 60-63.

- Rønnevik, P. S. (2009): *Undersøking om foreldrebetaling i barnehager, januar 2009*, Rapportar 2009/24, Statistisk Sentralbyrå (http://www.ssb.no/emner/04/02/10/rapp_200924/).
- Rønsen, M. (2005): *Kontantstøttens langsiktige effekter på mødres og fedres arbeidstilbud*, Rapporter 2005/23, Statistisk Sentralbyrå (http://www.ssb.no/emner/06/01/rapp_200523/).
- Soria Moria-erklæringen (2005): *Politisk plattform for en flertallsregjering*, Utgått av Arbeiderpartiet, Sosialistisk Venstreparti og Senterpartiet.
- St.meld. nr. 8 (1987-1988): *Barnehager mot år 2000*, Barne- og familiedepartementet.
- St.meld. nr. 16 (2006-2007): *... og igjen sto igjen. Tidlig innsats for livslang læring*, Kunnskapsdepartementet.
- St.meld. nr. 24 (2002 – 2003): *Barnehagetilbud til alle – økonomi, mangfold og valgfrihet*, Barne- og familiedepartementet.
- St. prp. nr.62 (1999-2000): *Om kommuneøkonomien 2001 m.v.*, Kommunal- og regionaldepartementet.
- Sæther, J. P. (2010): *Barn i barnehage – foreldrebakgrunn og utvikling de seneste årene*, Rapporter 11/2010, Statistisk Sentralbyrå (http://www.ssb.no/emner/04/02/10/rapp_201011/).
- Tallmateriale m.m. for barnehagesektoren i Norge hentet fra SSBs ”Barn i barnehage” for ulike årganger. <http://www.ssb.no/barnehager>.
- Vårt Land: *Kommuner lar makspris svi for fattige*, 28.09.09. <http://www.vl.no/samfunn/article10237.zrm>, lastet ned 27.04.10.

Vedlegg A: Definisjon av variable brukt i analysen

Variablene barn 1-5 år, barn 1-5 år med heltids yrkesaktive voksne i husholdningen og barn 0-5 år med grunn/hjelpestønad er alle målt som prosent av kommunens innbyggertall, med verdier henholdsvis for 2008 og 1998.

Gjennomsnittlig utdanningsnivå utover 9 år er beregnet for kommunens innbyggere i aldersgruppen 30-59 år. Gjennomsnittet blir beregnet ut i fra at en person kan ha ni forskjellige utdanningsnivåer som høyeste fullførte utdanning, fra ingen utdanning til forskerutdanning.²¹

Invers folkemengde*1000 er definert som 1000 / folkemengden i kommunen. Gjennomsnittlig avstand til sonesenter, eller sonekriteriet, er et mål på avstanden den gjennomsnittlige husholdningen i kommunen har til sitt sonesenter, målt i mil per capita. En sone er et geografisk sammenhengende område med minst 2000 innbyggere. For kommuner med færre enn 2000 innbyggere er kommunen en sone i seg selv. Se også St.prp. nr.62 (1999-2000).

Frie disponible inntekter er målt i 1000kr per innbygger, og er et mål på det økonomiske handlingsrommet til kommunen etter at de bundne kostnadene er dekket (se også kapittel 3.1).

Sosialistandelen i kommunestyret er definert som andelen representanter for partiene Arbeiderpartiet, Sosialistisk Venstreparti, Rødt og andre partier med et klart sosialistisk ståsted. Sammensetningen av kommunestyret etter valget i 1995 blir benyttet for 1998, og valgresultatet i 2007 danner grunnlaget for 2008-verdiene.

For flere av variablene mangler data for noen kommuner. For 1998-variablene henger dette blant annet sammen med at det siden den gang har skjedd endringer i kommuneinndelingen. For de frie disponible inntektene mangler det data for 33 kommuner i 2008, derunder Oslo, som derfor ikke vil være med i analysen. Dette er fordi Oslo i tillegg til å være en kommune, også er et eget fylke, noe som gjør at regnskapstallene ikke er direkte sammenlignbare.

De fleste av de andre kommunene som mangler frie disponible inntekter blir i KOMMODE betraktet som uteliggere og derfor ikke inkludert. Det inkluderer blant annet landets minste kommune målt etter folketall (Utsira) og kommunen med høyest frie disponible inntekter (Bykle). Andre kommuner er utelatt på grunn av avvikende poster i kommuneregnskapene. Siden denne analysen benytter seg av det samme datamaterialet utelates disse kommunene.

²¹ Variablen beregnes på følgende måte:

$$b = \left[(6n_1 + 9n_2 + 10n_3 + 12n_4 + 13n_5 + 15n_6 + 17n_7 + 21n_8) / \sum_{j=0}^8 n_j \right] - 9, \text{ der}$$

b er gjennomsnittlig utdanningsnivå i en gitt kommune og n_j angir antall personer med høyeste fullførte utdanningsnivå j i gruppen 30-59 år.

Vedlegg B: Sammenlikning av kommuner med og uten private barnehager

Tabell B1: Deskriptiv statistikk for kommuner med og uten private barnehager

| Variabler | Kommuner uten private barnehager | | Kommuner med private barnehager | |
|---|----------------------------------|----------|---------------------------------|----------|
| | Antall | Gj.snitt | Antall | Gj.snitt |
| Folkemengde | 137 | 2 110 | 293 | 15 393 |
| Prosent barn 1-5 år, 2008 | 137 | 5,2 | 293 | 5,9 |
| Prosent barn 1-5 år, 1998 | 130 | 6,4 | 288 | 6,8 |
| Prosent barn 1-5 år med helt yrkesaktive voksne i hush., 2008 | 137 | 1,7 | 293 | 2,3 |
| Prosent barn 1-5 år med helt yrkesaktive voksne i hush., 1998 | 136 | 1,7 | 291 | 2,1 |
| Gjennomsnittlig antall år med utdanning utover 9 år | 137 | 2,7 | 293 | 3,0 |
| Prosent mottakere 0-5 år av grunn/hjelpestønad 2008 | 117 | 0,1 | 282 | 0,1 |
| Invers folkemengde (*1000) | 137 | 0,7 | 293 | 0,2 |
| Gj.snitt avstand til sonesenter, mil per capita | 137 | 1,1 | 293 | 0,6 |
| Frie disponible inntekter 2008, 1000 kr per innbygger | 116 | 10,3 | 281 | 3,5 |
| Frie disponible inntekter 1998, 1000 kr per innbygger | 130 | 9,5 | 288 | 3,3 |
| Sosialistandel i kommunestyret 95-99 . | 137 | 36,6 | 292 | 37,5 |
| Sosialistandel i kommunestyret 07-11 . | 137 | 36,2 | 293 | 35,0 |

Som vi ser av tabell B ovenfor er det av landets 430 kommuner 137, eller nær en tredjedel, som ikke har private barnehager overhodet. Variablene der disse kommunene skiller seg ut vil trolig være med på å forklare variasjonen i andelen private barnehageplasser.

For det første har disse kommunene gjennomsnittlig om lag 2000 innbyggere, noe som er langt under gjennomsnittet på landsbasis, som er på om lag 11000. Totalt bodde i underkant av 300 000 personer i disse kommunene, eller om lag 6 prosent av Norges befolkning

Andel barn 1-5 år og andel barn med heltids yrkesaktive voksne i husholdningen er også markant lavere i kommuner med bare offentlige barnehager enn i kommuner som også har et privat barnehage tilbud. Færre barn i befolkningen og færre yrkesaktive foreldre med høyere etterspørsel etter barnepass til sine barn peker i retning av at det er mindre behov for et privat tilbud i tillegg til det kommunale. I tillegg er det gjennomsnittlige utdanningsnivået noe høyere i kommuner som har private barnehager.

Bosettingsmønstervariabelen som måler hvor mange mil reiseavstand en gjennomsnittlig innbygger har til kommunesenteret, er klart høyere i kommuner uten et privat tilbud, og tilsier at innbyggerne i disse kommunene i gjennomsnitt har 5km lenger reiseavstand til sitt senter.

De frie disponible inntektene, målt i 1000 kroner per innbygger, er et mål på kommunens økonomiske handlefrihet. Kommunene uten private barnehager skiller seg her klart ut med et høyere nivå i forhold til kommunene med private barnehager.

For de andre variablene i tabell B er det bare mindre forskjeller mellom de to gruppene med kommuner.

Vedlegg C: OLS-regresjon på kommunenivå

Som nevnt i kapittel 4.2 er det også mulig å estimere den private andelen barnehageplasser på kommunenivå direkte ved å bruke en vanlig lineær sannsynlighetsmodell. Man vil da kunne få predikerte verdier utenfor det gyldige intervallet $[0,1]$.²² Er man derimot ute etter å se på gjennomsnittlige responser på den avhengige variabelen, er dette ikke noe stort problem. Tabell C1 viser deskriptiv statistikk på kommunenivå:

Tabell C1: Deskriptiv statistikk på kommunenivå

| Variable | Gj.snitt | Median | St. avvik |
|---|----------|--------|-----------|
| Prosent barn 1-5 år, 2008 | 5,66 | 5,65 | 0,92 |
| Prosent barn 1-5 år med helt yrkesaktive voksne i hush., 2008 | 2,07 | 2,05 | 0,70 |
| Gjennomsnittlig antall år med utdanning utover 9 år | 2,86 | 2,82 | 0,43 |
| Invers folke mengde (*1000) | 0,37 | 0,23 | 0,43 |
| Gj.snitt avstand til sonesenter, mil per capita | 0,79 | 0,64 | 0,74 |
| Frie disponible inntekter 2008 | 5,47 | 2,59 | 8,13 |
| Sosialistandel i kommunestyret 07-11 . | 35,4 | 34,6 | 14,7 |

Tabell C2 viser resultatene av OLS-regresjonen, der den avhengige variabelen er den observerte andelen barn med privat barnehageplass i kommunen.

Tabell C2: Resultater for OLS-regresjon på kommunenivå

| Variable | (i) Uvektet | (ii) Vektet | (iii) < 10 000 innb. | (iv) > 10 000 innb. |
|---|-------------|-------------|----------------------|---------------------|
| Konstant | 0,29* | 0,50*** | 0,34*** | 0,59*** |
| Prosent barn 1-5 år, 2008 | 0,024 | 0,044* | 0,021 | 0,067 |
| Prosent barn 1-5 år med helt yrkesaktive voksne i hush., 2008 | 0,039 | -0,041 | 0,035 | -0,079 |
| Gjennomsnittlig antall år med utdanning utover 9 år | 0,001 | -0,003 | -0,035 | -0,039 |
| Invers folke mengde (*1000) | -0,29*** | -0,6*** | -0,23*** | -1,31 |
| Gj.snitt avstand til sonesenter, mil per capita | -0,084*** | -0,12*** | -0,06** | -0,05 |
| Frie disponible inntekter 2008 | -0,005*** | -0,005* | -0,004** | 0,001 |
| Sosialistandel i kommunestyret 07-11 . | -0,001 | -0,001 | -0,001 | -0,001 |
| Antall kommuner | 397 | 397 | 295 | 102 |
| R ² -justert | 0,42 | 0,37 | 0,28 | 0,02 |
| Gjennomsnittsverdi for den predikerte andelen | 0,287 | 0,373 | 0,223 | 0,538 |

*p<0,05, **p<0,01 og ***p<0,001 angir estimatenes signifikansnivå

Modell (i) er en vanlig, uvektet, regresjon der alle kommuner teller likt. Av de 397 kommunene som er inkludert, får 28, eller om lag 7 prosent får estimert en negativ andel. Modell (ii) er vektet med kommunens innbyggertall, og her får vi at 59 av 397, eller om lag 15 prosent av kommunene får estimert negative andeler. Føyningen for den uvektede regresjonen er også noe bedre enn for den vektete.

Verken etterspørsels- eller kommunale preferansefaktorer får en signifikant effekt på den private andelen barnehageplasser i modell (i). Vi ser at nivået på kommunens frie disponible inntekter har en negativ og signifikant effekt på den private andelen, og at enhetskostnadsfaktorene invers folke mengde og gjennomsnittlig avstand til sonesenter har den samme, forventede, effekten som i tabell 10 ovenfor. Når kommunene vektet i forhold til folke mengden i modell (ii),

²² Det viser seg at det bare er estimerte andeler mindre enn 0 som er problematisk, da ingen kommuner får estimater som er større enn 1.

ser vi at kommuner med en høyere andel barn i alderen 1-5 år har en signifikant høyere estimert andel private barnehageplasser.

Modell (iii) er avgrenset til kommuner med mindre enn 10 000 innbyggere, mens modell (iv) gjelder for kommuner med mer enn 10 000 innbyggere. Som vi så ovenfor i kapittel 4.3.2, hadde modellen god føyning for de minste kommunene, mens den hadde tilsvarende dårlig føyning for de største. Dette mønsteret finner vi igjen i den lineære sannsynlighetsmodellen også. Siden om lag 3 av 4 av landets kommuner har mindre enn 10 000 innbyggere, vil det medføre at estimatene i modell (iii) ikke vil avvike mye fra modell (i), da de minste kommunene vil drive resultatene. De to modellene gir kvalitativt like resultater, der modell (i) har den beste føyningen av de to.

For kommuner med over 10 000 innbyggere har modellen tilnærmet ingen forklaringskraft, noe som også var tilfellet ved bruk av logistisk regresjon. Dette kan delvis tilskrives at det er relativt liten variasjon i verdiene for forklaringsvariablene for de største kommunene.

På omtrent samme måte som i modell (1) i tabell 10 ovenfor, er observasjonene i modell (ii) i tabell C2 vektet etter kommunens innbyggertall. Det er derfor naturlig å sammenligne disse modellene for å se i hvilken grad de gir kvalitativt like resultater. Modell (ii) er basert på langt færre observasjoner enn modell (1), noe som kan forklare hvorfor flere av de estimerte koeffisientene i førstnevnte modell ikke blir signifikante. I begge modellene har koeffisientene til alle de inkluderte variablene samme fortegn. Når det gjelder den kvantitative effekten av en endring i en av forklaringsvariablene, kan vi sammenligne estimatene i tabell C2 med regresjonsresultatene i kapittel 4.3.1 ovenfor. Ved hjelp av informasjonen i tabell 7 og estimatene i tabell 10 kan man finne at et barn med gjennomsnittverdier for alle forklaringsvariable har en sannsynlighet for å gå i privat barnehage på 44 prosent (se fotnote 15). Øker vi for eksempel andelen barn 1-5 år i kommunen med 1 prosentpoeng medfører det at denne sannsynligheten øker til om lag 49,7 prosent, en økning på 5,7 prosentpoeng. Tilsvarende finner vi ved å benytte den deskriptive statistikken i tabell C1 og estimatene i tabell C2, at en kommune med gjennomsnittsverdier for alle forklaringsvariable i modell (ii) får predikert en privat andel på 25,9 prosent. For den lineære sannsynlighetsmodellen kan effekten av en 1 prosentpoengs økning i andel barn 1-5 år i kommunen leses rett ut av tabell C2 til å være om lag 4,4 prosentpoeng. Den marginale effekten er derfor om lag den samme for begge observasjonsnivåene. Årsaken til at den lineære sannsynlighetsmodellen predikerer lavere private andeler enn den logistiske regresjonen kan være et resultat av ulik funksjonsform. Det kan også forklares med at verdiene for forklaringsvariablene brukt i den logistiske regresjonen legger større vekt på verdiene til kommuner med mange barn i barnehagealder, noe man ser ved å sammenligne tabell 7 med tabell C1.

Figurregister

| | |
|--|-----------|
| Figur 1: Observerte vs predikerte verdier fra modell 1 for den private andelen barnehageplasser | 29 |
| Figur 2: Observerte vs predikerte verdier fra modell 3 for den private andelen barnehageplasser | 29 |

Tabellregister

| | |
|--|----|
| Tabell 1: Antall barn 1-5 år i barnehager og dekningsgrad 1975-2008 | 9 |
| Tabell 2: Andel private barnehageplasser etter kommunestørrelse i 1998 og 2008, prosent..... | 10 |
| Tabell 3: Andel private barnehageplasser 1998-2008, prosent | 10 |
| Tabell 4: Antall barn med kontantstøtte 2000-2009 | 14 |
| Tabell 5: Korrelasjon mellom variabler for 1998 og 2008..... | 19 |
| Tabell 6: Korrelasjon mellom forklaringsvariable og andel private plasser i 2008..... | 20 |
| Tabell 7: Deskriptiv statistikk for forklaringsvariable | 21 |
| Tabell 8: Fordeling av barnehageplasser etter barnehagens eierskap, gj.snitt 2007/2008 | 21 |
| Tabell 9: Dekningsgrad og andel barn i privat barnehage, etter alder, prosent | 22 |
| Tabell 10: Regresjonsresultater | 25 |
| Tabell 11: Sammenheng mellom predikerte og observerte verdier for den private andelen barnehageplasser | 28 |
| Tabell 12: Modell (1) for kommuner med mindre enn 10 000 innbyggere | 30 |
| Tabell B1: Deskriptiv statistikk for kommuner med og uten private barnehager | 37 |
| Tabell C1: Deskriptiv statistikk på kommunenivå | 38 |
| Tabell C2: Resultater for OLS-regresjon på kommunenivå | 38 |