

Audun Langørgen

**En analyse av kommunenes
hjelp til mottakere av
hjemmetjenester**

Rapporter

I denne serien publiseres statistiske analyser, metode- og modellbeskrivelser fra de enkelte forsknings- og statistikkområder. Også resultater av ulike enkeltundersøkelser publiseres her, oftest med utfyllende kommentarer og analyser.

Reports

This series contains statistical analyses and method and model descriptions from the different research and statistics areas. Results of various single surveys are also published here, usually with supplementary comments and analyses.

© Statistisk sentralbyrå, februar 2000
Ved bruk av materiale fra denne publikasjonen,
vennligst oppgi Statistisk sentralbyrå som kilde.

ISBN 82-537-4774-8
ISSN 0806-2056

Emnegruppe

03.90 Metoder, modeller, dokumentasjon

Design: Enzo Finger Design
Trykk: Statistisk sentralbyrå

Standardtegn i tabeller	Symbols in tables	Symbol
Tall kan ikke forekomme	Category not applicable	.
Oppgave mangler	Data not available	..
Oppgave mangler foreløpig	Data not yet available	...
Tall kan ikke offentliggjøres	Not for publication	:
Null	Nil	-
Mindre enn 0,5 av den brukte enheten	Less than 0.5 of unit employed	0
Mindre enn 0,05 av den brukte enheten	Less than 0.05 of unit employed	0,0
Foreløpige tall	Provisional or preliminary figure	*
Brudd i den loddrette serien	Break in the homogeneity of a vertical series	—
Brudd i den vannrette serien	Break in the homogeneity of a horizontal series	
Rettet siden forrige utgave	Revised since the previous issue	r

Sammendrag

Audun Langørgen

En analyse av kommunenes hjelp til mottakere av hjemmetjenester

Rapporter 2000/3 • Statistisk sentralbyrå 2000

Formålet med denne rapporten er å forklare variasjoner i kommunenes hjelp til mottakere av hjemmetjenester. Analysen er basert på omfattende statistisk informasjon på individnivå som er rapportert inn fra 54 kommuner og bydeler gjennom et system kalt GERIX. Disse dataene brukes til å estimere en empirisk modell for det kommunale tilbudet av direkte hjelp målt i timer per uke til individuelle mottakere. Modellen er avledet fra en teori der tilbudet av hjelp avhenger av kjennetegn ved mottakerne og de økonomiske rammebetingelsene til kommunene.

Resultater fra analysen viser at ytelsen av hjelp er særlig høy for brukere med lav funksjonsevne. For gitt nivå på funksjonsevnen er det en klar tendens til at psykisk utviklingshemmete mottar betydelig mer hjelp enn andre brukere. Om en bruker er aleneboende eller yngre enn 67 år, vil dette også bidra til å øke ytelsen av hjelp, særlig når brukeren har lav funksjonsevne. For psykisk utviklingshemmete vil tilgang på privat hjelp bidra til å redusere den kommunale ytelsen.

De økonomiske rammebetingelsene til den enkelte kommune har begrenset betydning for hvor mye hjelp brukerne mottar, selv om det er en tendens til at ytelsene er høyere i kommuner med høye inntekter per innbygger enn i kommuner med relativt lave inntekter. Det er også en tendens til at brukere bosatt i spredtbygd strøk mottar mindre hjelp enn brukere i tettbygd strøk, noe som kan skyldes høye enhetskostnader for hjemmetjenester i spredtbygd strøk.

Modellen kan anvendes til analyser av fordeling og effektivitet innen pleie- og omsorgssektoren. Det blir blant annet vist at ytelsene til psykisk utviklingshemmete varierer betydelig både innenfor og på tvers av kommuner, og at enkelte kommuner skiller seg ut ved at de har et annet omfang eller en annen fordeling av tjenester på brukere enn det som er vanlig i de øvrige kommunene.

For å komme på sporet av effektivitetsforskjeller er det ønskelig å utvikle nye indikatorer for produksjon og kvalitet innen pleie og omsorg. I rapporten blir det foreslått ulike standardiserte mål for tjenesteyting per uke som kan beregnes ved hjelp av modellsimuleringer. På individnivå kan standardene tolkes som et uttrykk for hvilken vekt kommunene tillegger brukere med ulike kjennetegn ved tildelingen av tjenester. Pleietyngden blir definert som en veid sum av indikatorer for brukerens funksjonsevne. Det normerte pleiebehovet avhenger både av brukerens funksjonsevne og av andre individuelle behovsfaktorer, som f.eks. hvorvidt brukeren er psykisk utviklingshemmet eller ikke. På kommunenivå framkommer samlet pleietyngde og pleiebehov ved summering av standardiserte ytelser over alle mottakere i samme kommune.

Prosjektstøtte: Finansdepartementet, Kommunal- og regionaldepartementet og Sosial- og helsedepartementet.

Innhold

1. Innledning.....	6
2. Teori for kommunenes tilbud av tjenester til mottakere	9
3. Empirisk modell for direkte hjelp i hjemmetjenester	11
3.1. Valg av forklaringsvariable	11
3.2. Mulige skjevheter i modellens estimerer.....	13
3.3. Valg av funksjonsform	14
3.4. Estimeringsresultater	14
4. Standarder for tjenesteproduksjon i pleie og omsorg.....	17
4.1. Deskriptiv analyse av residualer etter kommune.....	19
4.2. Aggregering av normert pleietyngde, pleiebehov og ytelse etter kommune.....	21
5. Avsluttende merknader	26
Referanser.....	28
Vedlegg: Tabeller	29
De sist utgitte publikasjonene i serien Rapporter	32

1. Innledning*

Produksjonen av subsidierte kommunale tjenester kan gi opphav til særegne fordelingsvirkninger avhengig av hvem som mottar tjenestene. For tjenester som er individrettet må kommunene bestemme hvor mye hver person eller husholdning skal motta. Det foreligger få analyser av kommunenes fordeling av tjenester på individer. En viktig årsak til dette er at vi i de fleste tilfeller mangler data om hvor mye tjenester hvert individ mottar. For pleie- og omsorgstjenestene har vi imidlertid et unikt individdatasett kalt GERIX. Dette datasettet inneholder en rekke individkjennetegn, og gir blant annet informasjon om timer direkte hjelp per uke til hver mottaker av hjemmetjenester. Det er derfor interessant å undersøke hvilken sammenheng det er mellom ytelser av direkte hjelp, kjennetegn ved brukerne og kjennetegn ved den tjenesteytende kommunen.

Det er frivillig for kommuner og bydeler om de vil delta gjennom rapporteringssystemet GERIX. Samtlige kommuner rapporterer inn statistikk for pleie- og omsorgstjenestene på institusjonsnivå og kommunenivå til Statistisk sentralbyrå, mens GERIX gir utfyllende og mer detaljert informasjon på individnivå. I 1997 var det 54 kommuner og bydeler som deltok i GERIX, hvorav det var med 4 bydeler i Oslo, 3 bydeler i Bergen og 6 bydeler i Trondheim. Samtlige fylker utenom Sogn- og Fjordane og Finnmark var representert. Det ble registrert til sammen 33417 brukere, hvorav det var 27125 brukere av hjemmetjenester og de øvrige var i institusjoner. Den empiriske analysen i denne rapporten omfatter kun brukere av hjemmetjenester. Beboere i institusjoner er holdt utenfor, fordi disse GERIX-dataene synes å ha lavere kvalitet enn dataene for hjemmetjenester. Den lavere datakvaliteten skyldes trolig problemer med å fordele timeverk i institusjoner på individuelle brukere.

Når kommunene registrerer opplysninger om direkte hjelp til individuelle brukere, betyr det at tid som personalet bruker til administrasjon, reising osv. er holdt utenfor ved beregning av ytelsen. Antall planlagte timer direkte hjelp i hjemmetjenester varierer mellom et minimum på null timer og et maksimum på 513 timer per uke for brukerne i de kommuner og bydeler som har rapportert inn GERIX-data for 1997. I alt 3988 mottakere er registrert med null timer planlagt hjelp i hjemmetjenester. En svakhet med rapporteringssystemet er imidlertid at det ikke blir skilt mellom tilfeller hvor en (pleietrengende) person faktisk ikke mottar hjelp, og tilfeller hvor det mangler opplysninger om antall timer direkte hjelp per uke. Dette skyldes at manglende opplysninger er registrert med verdien null. Det store antallet med null timer per uke kan derfor ha sammenheng med mangelfull rapportering. Likeledes kan et svært høyt antall timer per uke skyldes feilrapportering. I alle tilfeller vil slike brukere være så spesielle at det er rimelig å holde dem utenfor i analysen. Siden en uke ikke har mer enn 168 timer, vil vi betrakte ytelser på over 168 timer per uke som svært høyt. For 1997 er det bare rapportert inn 25 slike brukere av hjemmetjenester.

Tabell 1.1 viser summarisk statistikk for mottakere av hjemmetjenester som er registrert med en positiv ytelse som ikke overstiger 168 timer per uke. Mottakerne er gruppert etter individuelle kjennetegn som alder og husholdningstype. Dessuten er psykisk utviklingshemmete skilt ut som en egen gruppe. De øvrige mottakerne (som ikke er psykisk utviklingshemmete) er delt inn i fire grupper avhengig av om brukeren er over eller under 67 år, og om brukeren bor alene eller i flereperson-hushold.¹ Tabellen viser at psykisk utviklingshemmete i gjennomsnitt mottar 37,9 timer direkte hjelp per uke, mot et gjennomsnitt på 7,1 timer per uke for samtlige brukere. Dette kan tyde på at psykisk utviklingshemmete er blitt en høyt prioritert gruppe etter at ansvarsreformen ble gjennomført tidligere på 1990-tallet. Ansvarsreformen medførte utvidete rettigheter for de psykisk utviklingshemmete,

* Takk til Dag Fjeld Edvardsen og Finn Førstund ved Frischsenteret for et lærerrikt samarbeidsprosjekt, og takk til Rolf Aaberge og Eline Aas for kommentarer og innspill i arbeidet med rapporten. Vi har hatt stor nytte av diskusjoner i en styringsgruppe for prosjektet sammensatt av representanter for de oppdragsgivende departementer, Kommunenes sentralforbund og Oslo kommune.

¹ I kapittel 3 og 4 blir det vist at denne inndelingen er relevant for vurderingen av brukernes pleiebehov.

bl.a. ved at de har krav på egen bolig og krav på opplæring. Lovregulering av tjenestene kan ha bidratt til at psykisk utviklingshemmete får mer hjelp enn andre grupper med nedsatt kognitiv funksjonsevne, f.eks. eldre brukere med senil demens. I hvilken grad det er nedsatt kognitiv funksjonsevne eller psykisk utviklingshemming som bidrar mest til at brukerne får mye hjelp, er et spørsmål som vi ønsker å studere nærmere ved hjelp av individopplysninger i GERIX.

Det framgår av tabellen at aleneboende brukere får mer hjelp enn brukere i flerpersongrupp, og at brukere som er yngre enn 67 år får mer hjelp enn eldre brukere. Dette kan skyldes at kommunene vektlegger de ulike brukerne forskjellig, f.eks. fordi brukere i flerpersongrupp mottar mer privat hjelp enn brukere som bor alene, eller fordi yngre brukere har større potensiale for rehabilitering enn eldre brukere. En alternativ forklaring er at de ulike gruppene kan ha forskjellig sammensetning mht. funksjonsevne, slik at det f.eks. er relativt mange "tunge" brukere blant aleneboende under 67 år. Eller kanskje mange av brukerne som mottar relativt mye hjelp bor i kommuner med høye inntekter per innbygger, slik at variasjonene mellom ulike grupper skyldes at kommuner med god økonomi har råd til å yte mer hjelp.

Tabellen viser også at det er betydelige variasjoner mellom brukere innenfor samme gruppe i ytelsen av hjelp, særlig for psykisk utviklingshemmete og aleneboende brukere under 67 år. Dette kan skyldes at inndelingen av brukere i tabell 1.1 er for grov, og at den ikke tar hensyn til alle relevante kjennetegn ved brukerne. Mottakerne er blant annet forskjellige mht. funksjonsevne og deres evne til å mestre ulike typer oppgaver og situasjoner. Dersom ytelsen av hjelp varierer mellom brukere med tilnærmet like kjennetegn, kan dette enten skyldes at brukerne bor i forskjellige kommuner, eller at samme kommune behandler brukerne forskjellig. Betydningen av slike alternative forklaringer framgår ikke av tabell 1.1. Et siktemål med denne rapporten er å analysere slike sammenhenger mellom tildelingen av hjelp og ulike kjennetegn knyttet til brukerne og kommunene.

Kapittel 2 gir en drøfting av ulike teorier for kommunenes produksjon og fordeling av tjenester på individuelle mottakere. Den teoretiske tilnærmingen i denne rapporten tar utgangspunkt i en antakelse om at ytelsene av hjelp i hjemmetjenester er tilbudsbestemt, dvs. at kommunen (representert ved pleie- og omsorgs-avdelingen) er beslutningstaker. Siden hjemmetjenestene er sterkt subsidiert av kommunen, tar brukerne imot så mye tjenester som de blir tilbudt. Kommunenes tilbud til hver bruker antas å variere med kjennetegn ved brukerne (pleietyngde og pleiebehov) samt de økonomiske rammebetingelsene for tjeneste-produksjonen.

Tabell 1.1. Summarisk statistikk for antall timer direkte hjelp planlagt ytt per uke til mottakere av hjemmetjenester, og antall mottakere i ulike grupper, GERIX 1997*

	Antall mottakere	Timer per uke	
		Gjennomsnitt	Standardavvik
Mottakere i alt	23112	7,1	14,6
Derav:			
Psykisk utviklingshemmete	1431	37,9	35,7
Yngre aleneboende	2097	7,3	15,1
Yngre i flerpersongrupp	1585	4,9	8,8
Eldre aleneboende	13548	4,9	7,7
Eldre i flerpersongrupp	4300	4,4	6,8
Uoppdelt gruppe	151	3,4	6,0

* Tabellen omfatter bare mottakere som er registrert med mer enn null timer og ikke mer enn 168 timer direkte hjelp per uke. Skillet mellom yngre og eldre mottakere er satt ved 67 år.

I kapittel 3 blir det gjennomført en empirisk analyse av kommunenes hjelp til individuelle mottakere av hjemmetjenester. Det blir vist hvordan ytelsen av timer per uke avhenger av brukernes funksjonsevne, andre individuelle behovsfaktorer, bosettingsmønster og kommunenes inntekter. Det blir påvist ulike samspillseffekter som innebærer at effekten av brukernes gruppetilhørighet (jf. grupperingen i tabell 1.1) avhenger av funksjonsevnen. For brukere med lav funksjonsevne er gruppetilhørighet av stor betydning for ytelsen, mens gruppetilhørighet spiller en mer beskjeden rolle for brukere med høy funksjonsevne.

I kapittel 4 blir den empiriske modellen brukt til å simulere normerte ytelser for hver bruker. Det blir foreslått operasjonelle definisjoner av begrepene *pleietyngde* og *pleiebehov*. Brukerens pleietyngde blir definert som en lineær kombinasjon av et sett av indikatorer for funksjonsevnen, der modellens estimater for effekter av funksjonsevnen på ytelsene av hjelp inngår som vekter. Dette gir oss en standard for pleietyngden som er avledet fra den observerte atferden til de kommunene som rapporterer inn gjennom GERIX. Tilsvarende kan vi ved hjelp av modellsimulering beregne et normert pleiebehov for hver bruker, der vi tar hensyn til variasjoner i andre individuelle behovsfaktorer (bl.a. alder, husholdningstype og tilgang på privat omsorg) i tillegg til funksjonsevnen.

Pleietyngde og pleiebehov kan aggregeres opp til kommunenivå ved enkel summering over individer. Modellen som er estimert på individdata blir altså brukt til å simulere normerte ytelser for hver bruker, som deretter blir aggregert opp til kommunenivå. Dette åpner opp for en integrert analyse av mikro- og makrodata. En slik modellbasert tilnærming gjør det mulig å utnytte den rikholdige informasjonen i GERIX mer effektivt enn hva som er mulig å oppnå ved rent deskriptive tilnærminger. En analyse av modellens residualer viser at enkelte kommuner skiller seg ut ved at de har et annet omfang eller en annen fordeling av tjenester på brukere enn det som er vanlig for kommunene i GERIX. Dette kan enten tyde på at disse

kommunene avviker forholdsvis mye fra vanlige standarder for tjenesteytingen, eller at det forekommer systematiske målefeil i rapporteringen for noen spesielle kommuner. Resultatene kan blant annet belyse hvilke kommuner som "sprer tynt utover" (dvs. at ressursbruken varierer forholdsvis lite for mottakere med ulikt pleiebehov), og hvilke kommuner som satser relativt mye på de mest pleietrengende. Kapittel 5 gir en kort oppsummering av metoden og mulige anvendelser av resultatene.

Arbeidet i denne rapporten er et ledd i et samarbeidsprosjekt mellom Frischsenteret og Statistisk sentralbyrå med sikte på å analysere effektiviteten i pleie- og omsorgssektoren. I Edvardsen m.fl. (2000) er det gjennomført en analyse som er basert på våre beregninger av pleietyngde og pleiebehov. Som et ledd i prosjektet er det også utført en analyse av målefeil og måleproblemer i statistikken for pleie- og omsorgstjenester, se Aas (2000).

2. Teori for kommunenes tilbud av tjenester til mottakere

Kommunene i Norge har ansvaret for å yte ulike tjenester til lokalbefolkningen, innen sektorer som utdanning, barnehager, helsestell, pleie og omsorg, kultur og infrastruktur. I analyser av kommunenes atferd har det vært vanlig å fokusere på den samlede ressursbruken innen ulike tjenesteytende sektorer, og kommunenes prioriteringer mellom de tjenesteytende sektorene. Ulike tjenesteytende sektorer er analysert i sammenheng av Borge og Rattsø (1995) og Aaberge og Langørgen (1997), og videre har Langørgen (1997) analysert ressursbruken i pleie- og omsorgssektoren på kommunenivå.

De kommunale tjenestene kan grovt sett deles inn i kollektive goder og private goder. Et rendyrket kollektivt gode er kjennetegnet ved at det er umulig eller svært kostnadskrevenende å ekskludere noen fra å nyttiggjøre seg av godet når det først er produsert, og at de ulike brukerne ikke rivaliserer om å nyttiggjøre seg av godet. For et privat gode er det mulig å ekskludere brukere, og ulike brukere rivaliserer om å nyttiggjøre seg av godet. Hjemmetjenester er et eksempel på et privat gode som blir produsert av kommunene. Den enkelte kommune kan velge hvilke brukere som skal motta hjemmetjenester, og hvor mye hjelp hver enkelt bruker skal motta. Det er vanskelig å finne eksempler på rendyrkede kollektive goder, fordi det vanligvis vil være et visst innslag av eksklusjon og/eller rivalisering om bruken av godet. Innen kultur og infrastruktur har imidlertid de kommunale tjenestene en klart kollektiv karakter, som f.eks. snørydding av veier om vinteren. Framkommelige veier er noe som hele lokalbefolkningen nyter godt av. I rushtiden i byene kan det riktignok oppstå en viss rivalisering mellom veibrukerne fordi de påfører hverandre køkostnader. I motsetning til hva som er tilfelle for private goder vil det for kollektive goder ikke være mulig eller ønskelig at kommunen foretar en rasjonering av kvantum til hver enkelt bruker.

Goder som blir omsatt i private markeder blir rasjonert ved hjelp av prismekanismen. Den som er villig til å betale prisen får kjøpe godet, og prisdannelsen sørger for en avstemming av tilbud og etterspørsel. Kommunale tjenester blir derimot ytt gratis eller til sterkt

subsidierte priser (gebyrer og egenandeler). Med den høye subsidieringsgraden er etterspørselen etter kommunale tjenester større enn kapasiteten til å finansiere tjenestene, slik at kommunene må foreta en kvantumsrasjonering. I tilfellet med private goder må kommunen rasjonere tilbudet til hver enkelt bruker. Et interessant spørsmål er hvordan kommunen foretar fordelingen av ressurser på enkeltbrukere, og hva som påvirker denne fordelingen.

Det foreligger få teorier om hvordan kommuner allokterer tjenester på enkeltindivider. Heshmati og Ljunggren (1999) benytter to alternative modeller der atferden enten er basert på maksimering av produksjonen for gitt faktorinnsatser eller minimering av kostnadene for gitt produksjon. En innvending mot denne tilnærmingen er at produksjon, kostnader og faktorbruk trolig er simultant bestemt i kommunenes tilpasning. Dessuten er antakelser om produktmaksimering eller kostnadsminimering ikke tilstrekkelig for å forklare fordelingen av tjenester på enkeltindivider. Shoup (1964) og Behrman og Craig (1987) analyserer allokeringen av politiresurser over ulike politidistrikter. Det blir antatt at ulike politidistrikter blir tillagt ulik vekt i kommunens preferanser avhengig av sosio-demografisk sammensetning. Vi vil nedenfor benytte beslektete antakelser om hvordan kommunene fordeler tjenester på mottakere.

Mange kommunale tjenester er sterkt regulert av lover og forskrifter. Elever i skolepliktig alder har f.eks. lovfestet rett til utdanning. I dette tilfellet har kommunen liten mulighet til å påvirke antall mottakere. I helse- og sosialsektoren er befolkningens rett til å motta tjenester definert ut fra individuelle behov. En standardisering av ytelsene til ulike typer brukere er viktig for å legitimere fordelingen av ytelser og for å kunne vurdere klager på kommunens vedtak. Det er imidlertid rom for skjønn når det profesjonelle hjelpeapparatet skal definere brukernes behov for tjenester. Det er likevel rimelig å anta at tildelingen av ytelser blir påvirket av kjennetegn ved brukeren og brukerens situasjon, i den grad dette inngår i den faglige vurderingen av behovet. Langørgen og Aaberge (1999) diskuterer hvordan standarder i det kommunale

tjenestetilbudet påvirker ytelsene, og hvorfor blant annet sosiodemografiske forhold er av betydning for ytelsene.

I tillegg til juridiske og helsefaglige standarder for behovsvurdering vil ytelsen av tjenester avhenge av de økonomiske rammebetingelsene til den enkelte kommune. En kommune med høye inntekter i forhold til innbyggertallet har mulighet til å yte tjenester av større omfang og kvalitet enn kommuner med lave inntekter. Vi forventer derfor at innbyggerne i "rike" kommuner mottar mer tjenester enn innbyggerne i "fattige" kommuner. Graden av inntektsfølsomhet i tjenestetilbudet vil imidlertid variere mellom ulike tjenesteytende sektorer, som påvist av Aaberge og Langørgen (1997). Ulike kommuner kan også stå overfor ulike enhetskostnader i tjenesteproduksjonen. Spredtbygde kommuner med lange reiseavstander vil ha forholdsvis høye enhetskostnader per time direkte hjelp i hjemme-tjenester fordi mer av personalets tid går med til å reise mellom ulike brukere.

Vi vil nå formalisere disse antakelsene om faglige standarder og økonomiske rammebetingelser i en modell for kommunenes fordeling av ressurser på sektorer og ulike brukere. Modellen er forenklet og stilisert for å rendyrke noen hovedpoenger, men resultatene lar seg generalisere. Vi antar at en kommune produserer to goder, et privat gode og et kollektivt gode.² Kommunen har preferanser over fordelingen av ressurser mellom det private og det kollektive godet, og over fordelingen av det private godet på individer. Vi antar at preferansene kan representeres ved nyttefunksjonen

$$(2.1) \quad U = U(\mathbf{q}, x; \mathbf{z}),$$

der $\mathbf{q} = (q_1, q_2, \dots, q_n)$ er en vektor av ytelser til de n individene i kommunen, slik at q_j er ytelsen av det private godet til innbygger j , x er produksjonen av det kollektive godet, og \mathbf{z} er en vektor av kjennetegn som blir spesifisert for hvert individ. Vektoren \mathbf{z} reflekterer at individer med ulike kjennetegn kan bli tillagt ulik vekt i nyttefunksjonen. Kommunen maksimerer sin nyttefunksjon under budsjettbetingelsen

$$(2.2) \quad \sum_{j=1}^n p_j q_j + p_x x = y,$$

der p_j er prisen per enhet av ytelsen mottatt av individ j , som vi antar kan variere mellom individer. For hjemmetjenester vil f.eks. enhetsprisen øke med reiseavstanden fra servicesentralen til der brukeren bor. Prisen per enhet av det kollektive godet er p_x , og

y er kommunens eksogene inntekter. Vi kan ikke observere enhetsprisene på de produserte tjenestene direkte, men antar at disse varierer med bakenforliggende variable, slik at prisene kan behandles som latente variable

$$(2.3) \quad \mathbf{p} = \mathbf{f}(\mathbf{v}).$$

Likning (2.3) viser hvordan den latente prisvektoren $\mathbf{p} = (p_1, p_2, \dots, p_n, p_x)$ avhenger av en vektor av observerbare kjennetegn \mathbf{v} . Fra systemet (2.1)-(2.3) kan vi avlede kommunens tilbudsfunksjon for det private godet til mottaker j

$$(2.4) \quad q_j = g_j(\mathbf{p}, y, \mathbf{z}) = g_j(\mathbf{f}(\mathbf{v}), y, \mathbf{z}), \\ (j = 1, 2, \dots, n),$$

der tilbudet avtar med enhetsprisen til mottaker j , og tilbudet øker med kommunens inntekt. Tilbudet øker også med vurderingen av behovet til mottaker j , der vi antar at vurderingen av behovet er knyttet til ulike individuelle karakteristika \mathbf{z} . Likning (2.4) viser hvordan produksjonen og distribusjonen av det private godet blir bestemt fra tilbudssiden, dvs. at kommunen tildeler ytelser og brukerne tar imot det de blir tilbudt. Det kan imidlertid tenkes at brukere eller pårørende har mulighet til å påvirke kommunens saksbehandling gjennom uformelle kontakter eller klager til høyere instans (fylkesmannen), og at enkelte brukere ønsker å motta mindre hjelp enn det de har krav på. Fra dette kan vi f.eks. avlede en hypotese om at utdanningsnivået til brukere eller pårørende bidrar til variasjoner i ytelsene. Siden anonymisering av GERIX-dataene er til hinder for kobling med utdanningsdata, kan vi imidlertid ikke belyse en slik eventuell sammenheng empirisk. Dersom enkelte brukere av hjemmetjenester ikke ønsker å motta så mye hjelp som de blir tilbudt av kommunen, vil slike effekter bli behandlet som uforklart variasjon i den empiriske analysen.

² Det kollektive godet kan alternativt betraktes som et sammensatt gode som omfatter alle andre kommunale tjenester utenom hjemmetjenester.

3. Empirisk modell for direkte hjelp i hjemmetjenester

Siden hjemmetjenestene blir subsidiert av kommunene, mangler vi markedsdata til å verdsette produksjonen av hjemmetjenester. GERIX gir informasjon om antall timer direkte hjelp planlagt ytt per uke til ulike mottakere. Vi vil bruke antall timer direkte hjelp som et produktmål for hjemmetjenestene. Dette bygger på en antakelse om at velferdsforbedringen hos brukerne henger nøye sammen med ytelsen av direkte hjelp. Det er riktignok en del brukere som mottar tilrettelagte tjenester i form av tekniske hjelpemidler og kommunale omsorgsboliger. Det er også mulig å splitte de planlagte timene på forskjellige typer hjelp, som hjelp til personlige funksjoner, hjelp i huset, rehabilitering, trening, sykepleieprosedyrer og psykososiale tiltak. En for detaljert oppsplitting kan imidlertid øke innslaget av målefeil og støy i dataene, samtidig som vi får en mer komplisert modell med flere produkter. Vi har derfor valgt å benytte den samlede ytelsen av timer direkte hjelp til ulike mottakere som avhengig variabel.

Ved å koble individdata fra GERIX med informasjon på kommunenivå om kommunale inntekter og bosettingsmønster, vil vi nedenfor estimere en redusert form modell som approksimerer de individuelle tilbudsfunksjonene for timer direkte hjelp, jf. likning (2.4).³ Normalt er det bare pleietrengende individer som mottar hjemmetjenester. Dette kan tolkes som at grensenytten av hjelp til funksjonsfriske individer er lik null. For individer som er funksjonsfriske eller har forholdsvis lavt pleiebehov vil det derfor forekomme såkalte hjørneløsninger, dvs. at disse individene ikke mottar noen hjelp fra kommunen. Det er mao. aktuelt å benytte en modell som kan håndtere sensurerte avhengige variabler (f.eks. Tobit). En svakhet ved GERIX-dataene er imidlertid at det ikke lar seg gjøre å skille mellom verdien null og manglende opplysninger om timer direkte hjelp, fordi manglende data er registrert med verdien null. Et annet problem er at GERIX ikke registrerer alle individer med et udekket pleiebehov. Statistikken registrerer først og fremst de som er mottakere av tjenester fra kommunen. Vi har

derfor sett bort fra mulige hjørneløsninger i analysen av timer direkte hjelp. Dette kan gi skjevheter i modellens estimater, men slike skjevheter vil være forholdsvis beskjedne så lenge et stort flertall av de pleietrengende også er mottakere av hjelp.

3.1. Valg av forklaringsvariable

Ved tildeling av ytelse til mottakere vil tjenesteproducenten foreta en individuell vurdering av pleietyngde og pleiebehov. Funksjonsevnen til hver enkelt mottaker er relevant for å vurdere behovet for hjelp. Mottakere med lav funksjonsevne har behov for relativt mye hjelp. I GERIX blir funksjonsevnen til hver enkelt bruker målt ved hjelp av 17 indikatorer for funksjonsevne. Disse variablene måler i hvilken grad brukeren er avhengig av hjelp for å utføre ulike typer oppgaver og graden av mestring i ulike situasjoner. Funksjonsevnen langs ulike dimensjoner blir målt på en skala fra 1 til 4. Verdi 1 er høyeste funksjonsevne og innebærer at brukeren klarer seg uten hjelp og ikke har problemer med mestringen langs denne dimensjonen. Verdi 4 er laveste funksjonsevne og innebærer at brukeren er helt avhengig av hjelp eller har sterkt redusert mestringsevne. Verdi 2 og 3 innebærer noe redusert eller nokså redusert mestringsevne.

Det er forholdsvis høy innbyrdes korrelasjon mellom mange av funksjonsevnevariablene. Hvis vi inkluderer samtlige variabler i vår analysemodell, vil det oppstå et problem som kalles multikollinearitet. Det er derfor ønskelig å oppsummere informasjonen om funksjonsevne ved hjelp av et mindre antall variable. For dette formålet har Lie og Solheim (1995) gruppert de 17 funksjonsevnevariablene i fem grupper. De fem gruppene er

1. Toalettfunksjon, spising, av- og påkledning
2. Innendørs mobilitet, utendørs mobilitet, personlig hygiene, matlaging
3. Rengjøring og innkjøp
4. Kognitiv funksjonsevne, som omfatter orienteringsevne, oppfatning av egen situasjon, ansvar for egen hverdag, initiativevne, kommunikasjonsevne og medisinsk egenomsorg

³ De estimerte parameterne kan imidlertid tolkes innenfor rammen av en strukturmodell kalt KOMMODE, se Aaberge og Langørgen (1997).

5. Psyko-sosial funksjonsevne, som omfatter sosial kontaktevne og trygghet i egen hverdag

Gruppe 1 kan sies å representere aktiviteter som må gjøres flere ganger daglig, gruppe 2 er aktiviteter som må gjøres én gang daglig, og gruppe 3 er aktiviteter som kan gjøres sjeldnere enn daglig. Variablene i gruppe 4 beskriver kognitiv funksjonsevne, mens variablene i gruppe 5 beskriver emosjonell funksjonsevne. Informasjonen om funksjonsevne kan nå oppsummeres ved hjelp av gjennomsnittlig verdi for de variablene som inngår i hver av de fem gruppene ovenfor. Dette gir tilsammen fem indikatorer (fem snitt) som mål på funksjonsevnen til hver enkelt bruker. Vi vil bruke disse fem snittene til å tallfeste hvor mye ytelsen av timer øker som følge av ulike typer nedsatt funksjonsevne. Kalthoff og Magnussen (1995) argumenterer for at informasjonen om funksjonsevne kan komprimeres ytterligere ved å ta det aritmetiske gjennomsnittet av alle de 17 funksjonsevnevariablene. De finner at en modell med totalgjennomsnittet gir tilnærmet like god forklaringskraft som en modell med de fem snittene. Vi har likevel valgt å inkludere de fem snittene fordi det i seg selv er interessant å teste om de har ulik marginal effekt på antall timer direkte hjelp.

Vurderingen av behov kan også variere systematisk med andre individkjennetegn enn funksjonsevne. Ansvarsreformen for psykisk utviklingshemmete medførte f.eks. en opprioritering av ytelsene til denne gruppen av brukere, siden flyttingen ut av institusjoner krever at det blir gitt mer individuell oppfølging. Omsorgen rettet mot psykisk utviklingshemmete kan være forskjellig fra omsorgen for andre brukere, og prioriteringen av de ulike gruppene kan være forskjellig, selv når vi kontrollerer for funksjonsevne. Vi vil også skille mellom eldreomsorgen og hjelp til brukere som er yngre enn 67 år. Yngre brukere har ofte en funksjonshemming, og dette kan bli vurdert å gi andre behov enn svekket funksjonsevne som skyldes alderdom. Det kan f.eks. dreie seg om transport i forbindelse med fritidsaktiviteter og sosiale aktiviteter. Det kan også være en sammenheng mellom brukernes alder og deres rehabiliteringspotensiale. Vi forventer at kommunene vil prioritere brukere med høyt rehabiliteringspotensiale. Rehabilitering gir økt livskvalitet for brukerne, samtidig som det kan være lønnsomt for samfunnet å korte ned på behandlingstiden.

Aleneboende brukere vil i mange tilfeller ha større behov for hjelp enn brukere som bor i flerpersonshushold. Aleneboende kan f.eks. ha et større udekket kontaktbehov. For personer som ikke bor alene kan deler av behovet for pleie og omsorg bli ivaretatt av ektefellen eller av andre beboere i et bofellesskap. I flerpersonshushold kan det også være stordriftsfordeler knyttet til tjenesteytingen, som f.eks. ved hjelp til rengjøring, innkjøp og matlaging. Alle disse forholdene

kan bidra til at aleneboende personer mottar mer hjelp fra kommunen enn de som bor i flerpersonshushold.

I analysen vil vi benytte tre 0-1-variabler (dummy-variabler) for å fange opp effekter av at noen brukere er psykisk utviklingshemmet, yngre enn 67 år eller aleneboende. I tillegg inngår en indikator for tilgangen på privat hjelp. Denne variabelen er målt på en skala fra 1 til 4, der verdiene 1-4 indikerer hhv. ingen, lite, noe og mye tilgang til privat hjelp. Vi forventer at jo mer tilgang til privat hjelp, jo mindre hjelp vil brukeren motta fra kommunen. Privat hjelp er et substitutt for kommunal pleie og omsorg. Vi tenker oss her en sekvensiell valgsituasjon der pårørende og andre først velger omfanget av privat hjelp, og hvor kommunen deretter tilpasser sitt tilbud i forhold til det gjenstående udekkete pleiebehovet.

I kapittel 2 ble det vist hvordan tilbudet av hjelp til ulike mottakere også avhenger av de økonomiske rammebetingelsene til kommunene. Som inntektsbegrep benytter vi frie disponible inntekter, som er definert nærmere av Langørgen og Aaberge (1998). Frie disponible inntekter omfatter kommunens skatteinntekter og overføringer fra staten, med fradrag for kommunens samlede bundne kostnader. Bundne kostnader er et standardisert mål for utgiftsbehovet innen ulike tjenesteytende sektorer, og er avledet fra en analysemodell hvor de bundne kostnadene varierer med demografiske, sosiale, geografiske og klimatiske faktorer. Høye frie disponible inntekter medfører at en kommune har økonomisk handlefrihet til å produsere tjenester av høyere kvalitet eller omfang enn det som er vanlig i kommuner med lave frie disponible inntekter. Når vi korrigerer inntektsbegrepet for bundne kostnader, får vi tatt hensyn til at høyt utgiftsbehov i ulike tjenesteytende sektorer kan bidra til økt ressursknapphet innen pleie- og omsorgssektoren.

I tillegg til kommunale inntekter er også enhetskostnader i tjenesteytingen av betydning for kommunenes tilpasning. Variasjoner i enhetskostnadene innen andre tjenesteytende sektorer enn pleie og omsorg blir tatt hensyn til ved den omtalte korreksjonen av inntektene for bundne kostnader. Høye bundne kostnader totalt innen pleie- og omsorgssektoren kan også bidra til at det blir mindre ressurser tilgjengelig for hver mottaker, noe som blir ivaretatt ved at fradraget i inntektene for bundne kostnader omfatter pleie- og omsorgssektoren. Vi får dermed tatt hensyn til indirekte priseffekter (krysspriseffekter) i modellen.

Enhetskostnadene i hjemmetjenester varierer mellom ulike mottakere. Kostnadene for å yte hjelp i hjemmet øker med reiseavstanden fra nærmeste omsorgscentral til der brukeren bor. Grunnen til dette er at mer av pleiepersonalets tid går med til transport. Reisetiden ut til brukerne regnes ikke med som direkte hjelp, og inngår altså ikke i produktmålet. Vi har ikke informasjon

om reisetiden fra omsorgsbasen til hver enkelt bruker, men GERIX inneholder opplysninger om hvilke brukere som bor hhv. i tettbygd og spredtbygd strøk. Denne variabelen kan fange opp direkte priseffekter i modellen.⁴ Vanligvis vil omsorgsbasene være lokalisert forholdsvis sentralt og i tettbygd strøk. I tettbygde strøk er det også kortere avstand mellom de ulike brukerne. Dette vil gi lavere enhetskostnader for å betjene brukere i tettbygde strøk. Det kan derfor oppstå en substitusjonseffekt som bidrar til at brukere i tettbygd strøk blir prioritert høyere enn brukere i spredtbygd strøk. På denne måten kan totalproduksjonen bli høyere siden en mindre andel av tiden går med til reising. En alternativ hypotese er at familienettverket er sterkere på landsbygda, og at de derfor kan ha mindre behov for hjelp fra kommunen. Men i prinsippet skal denne effekten allerede være fanget opp siden vi kontrollerer for tilgangen på privat hjelp.

Når enhetskostnadene er generelt høye i pleie og omsorg pga. spredtbygdhet, kan kommunen få mer velferd ut av pengene ved å bruke mer på andre tjenester. Bosettingsstrukturen påvirker riktignok også kostnadene for andre sektorer som f.eks grunnskolesektoren, se Langørgen (1998). Videre kan kommuner med et spredtbygd bosettingsmønster satse mer på utbygging av institusjoner, slik at en lavere andel av brukerne er mottakere av hjemmetjenester. For de som mottar hjemmetjenester forventer vi likevel en tendens til at kommuner med spredtbygd bosetting yter mindre hjelp enn relativt tettbygde kommuner.

3.2. Mulige skjevheter i modellens estimater

Ovenfor ble det pekt på mulige skjevheter i modellens estimater som skyldes at vi mangler informasjon om hvem som er pleietrengende, men som mottar null timer direkte hjelp fra kommunen. Slike skjevheter vil være beskjedne dersom det store flertallet av de pleietrengende faktisk mottar hjelp. Men det kan også oppstå andre typer skjevheter i analyseresultatene som skyldes at forklaringsvariablene ikke er uavhengige av

kommunenes atferd. Dette problemet kalles simultanitetsskjevheter.

Et mulig innslag av simultanitet er knyttet til tettbygd-kriteriet. I den grad kommunene har engasjert seg for å bygge ut omsorgsboliger har de trolig mulighet til påvirke bosettingsmønsteret for brukerne. Særlig i kommuner med en spredtbygd struktur kan det være rasjonelt å satse på utbygging av omsorgsboliger. SHD (1997) gir følgende veiledning for etablering av omsorgsboliger:

"Det er et mål at flere brukere skal kunne motta omfattende pleie og omsorg i egen bolig. For enkelte kommuner kan dette bli ressurskrevende hvis eldre med omfattende omsorgsbehov bor spredt. Omsorgsboliger kan derfor med fordel samlokaliseres og ligge i nærheten av eksisterende sykehjem eller omsorgsbase. Kommunen blir da i stand til å utnytte ressursene mer effektivt."

Når hjemmetjenestene er knyttet til omsorgsboliger som ligger i umiddelbar nærhet av en servicesentral, unngår man å bruke mye tid og ressurser på reising mellom brukerne. Bosettingsmønsteret for de pleietrengende kan dermed avvike fra det generelle bosettingsmønsteret i kommunen, ettersom brukerne av hjemmetjenester flytter inn i samlokaliserte boliger. Statlig subsidiering av omsorgsboligene har også bidratt til å gjøre dette tilbudet attraktivt, særlig for kommuner som ellers står overfor høye enhetskostnader pga. lange reiseavstander.

Tilrettelagte omsorgsboliger kan betraktes som en mellomting mellom tjenester i egne hjem og institusjoner. Skillet mellom egne hjem og omsorgsboliger er ikke så skarpt definert i GERIX-statistikken. Det er imidlertid rimelig å anta at tjenestene kan være utformet forskjellig, slik at brukerne i omsorgsboliger mottar mer omfattende ytelser enn brukerne i egne hjem, og at dette gjelder selv om vi kontrollerer for funksjonsevne og andre faktorer som er av betydning for tilbudet. Hvis det er en tendens til å lokalisere omsorgsbasene i tettbygd strøk, kan dette gi effekter via 0-1-variabelen for tettbygd/spredtbygd strøk. Vi finner imidlertid en korrelasjon på kommunenivå på 0,93 mellom andelen mottakere av hjemmetjenester i tettbygd strøk og andelen av befolkningen i alt som er bosatt i tettbygd strøk. Dette tyder på at bosettingsmønsteret for brukerne bare i beskjeden grad avviker fra det generelle bosettingsmønsteret.

Et annet mulig innslag av simultanitet er knyttet til tilgangen på privat hjelp. Det kan tenkes at innsatsen til private hjelpere er påvirket av kommunens tilbud av direkte hjelp. Vi vil likevel holde oss til antakelsen om at private hjelpere først velger omfanget av privat hjelp, og at kommunen deretter tilpasser sitt tilbud i forhold til det gjenstående udekkete pleiebehovet.

⁴ I analysen ble det også forsøkt å kontrollere for gjennomsnittlig nabokretsavstand på kommunenivå. Gjennomsnittlig nabokretsavstand viser innbyggernes gjennomsnittlige reiseavstand fra et senterpunkt i grunnkretsen der de bor til et senterpunkt i nærmeste nabogrunnkrets, se Engebretsen (1998). Siden grunnkretsene er utformet slik at de skal være noenlunde sammenliknbare mht. innbyggertall, vil grunnkretsene få forholdsvis stor geografisk utstrekning i tynt befolkete områder. Dette vil medføre forholdsvis lange reiseavstander til nærmeste nabokrets. Gjennomsnittlig nabokretsavstand gir derfor et mål på geografisk spredning av befolkningen. Reiseavstander på grunnkretsnivå kan være relevant i forhold til hjemmetjenester fordi pleiepersonalet normalt vil gi hjelp til brukere innenfor samme eller nærliggende grunnkretser i løpet av en arbeidsdag. Det viser seg imidlertid at det er høy korrelasjon mellom denne variabelen og andelen mottakere bosatt i tettbygd strøk etter kommune. Når begge bosettingsvariablene blir inkludert, oppstår det et problem med multikollinearitet. Vi valgte derfor å utelate gjennomsnittlig nabokretsavstand, siden denne variabelen ikke bidrar til å øke modellens forklaringskraft. Effekter av bosettingsmønsteret blir i stedet fanget opp av tettbygd-kriteriet.

3.3. Valg av funksjonsform

Med utgangspunkt i en redusert form tilnærming er det relevant å benytte en fleksibel funksjonsform som kan fange opp ikke-lineariteter i sammenhengen mellom forklaringsvariablene og responsvariabelen. Kalseth og Magnussen (1995) påpeker at sammenhengen mellom funksjonsevneindikatorerne og ytelsen av timer ikke nødvendigvis er lineær. Differansen i vurderingen av behov mellom høyeste mestringsevne og noe nedsatt mestringsevne kan f.eks. være forskjellig fra differansen i vurderingen av behov mellom nokså nedsatt og sterkt nedsatt mestringsevne. Etter å ha eksperimentert med 2. ordens ledd og samspillseffekter mellom de fem snittene som beskriver funksjonsevnen, finner vi imidlertid at dette i liten grad bidrar til å øke modellens forklaringskraft. Vi har derfor valgt å forenkle modellen ved å utelate slike samspillseffekter.

Det er rimelig å anta at effekten av andre individuelle behovsfaktorer utenom funksjonsevne og effekten av økonomiske rammebetingelser avhenger av hvilken funksjonsevne brukeren har. En bruker som er tilnærmet funksjonsfrisk trenger i liten grad ekstra ytelser som følge av at han bor alene, er psykisk utviklingshemmet eller under 67 år. For en "tung" bruker med sterkt nedsatt funksjonsevne kan det å bo alene, være psykisk utviklingshemmet eller under 67 år medføre en helt annen prioritering. Tilsvarende kan tilgangen på privat hjelp ha større effekt på kommunens hjelp til "tunge" brukere enn til "lette" brukere. Betydningen av spredtbygdhet og kommunale inntekter for omfanget av direkte hjelp kan være større for "tunge" brukere enn for "lette" brukere. Dette taler for at modellen bør inkludere samspillseffekter mellom funksjonsevnevariablene og de øvrige forklaringsvariablene.

Blant de andre individuelle behovsfaktorene utenom funksjonsevne er det bare tilgangen på privat hjelp som ikke er en dummyvariabel. Vi har inkludert samspillseffekter mellom tilgangen på privat hjelp og de andre behovsfaktorene for å teste om tilgangen på privat hjelp har forskjellig effekt for ulike typer brukere. Vi har også inkludert en samspillseffekt mellom tettbygdskriteriet og inntektsvariabelen. Modellen kan da skrives på formen

$$\begin{aligned}
 q_{ij} &= \gamma_0 + \sum_{h=1}^5 \gamma_h s_{hj} (1 + \sum_{m=1}^4 \tau_m t_{mij} + \varphi_1 v_{ij} + \beta_1 y_i) \\
 (3.1) \quad &+ \sum_{m=1}^4 \theta_m t_{mij} + t_{1ij} \sum_{m=2}^4 \pi_m t_{mij} + \varphi_0 v_{ij} + \beta_0 y_i \\
 &+ \beta_2 v_{ij} y_i + \varepsilon_{ij}, \\
 &(i = 1, 2, \dots, k), \\
 &(j = 1, 2, \dots, n_i).
 \end{aligned}$$

Likning (3.1) gir en økonometrisk spesifisering av likning (2.4). Notasjonen er utvidet med en indeks i for kommune, der vi antar at det er k kommuner som produserer tjenestene. Antall (potensielle) mottakere i kommune i er lik n_i , og q_{ij} er timer direkte hjelp planlagt ytt per uke av kommune i til individ j . Som en forenkling av notasjonen kan vi utelate indeksene for kommune (i) og individ (j), når disse indeksene ikke er nødvendige for framstillingen. De fem snittene ($h=1, 2, \dots, 5$) som beskriver funksjonsevnen til mottakerne er da gitt ved s_h , og andre individuelle behovsfaktorer er t_m ($m=1, 2, 3, 4$), der tilgangen på privat hjelp er t_1 . Individkjennetegnene \mathbf{z} er nå representert ved variablene s_h og t_m . Heterogenitet i enhetsprisene (\mathbf{v}) blir fanget opp av tettbygdskriteriet v , foruten at de frie disponible inntektene y er korrigert for bundne kostnader i ulike tjenesteytende sektorer. De greske bokstavene er modellens parametere, bortsett fra ε som er et stokastisk restledd. Summarisk statistikk for variablene som inngår i den empiriske modellen er rapportert i tabell A3 i vedlegget lenger bak i rapporten.

Vi har valgt å transformere de fem snittene slik at s_h er den opprinnelige snittverdien minus 1, slik at variablene s_h varierer mellom 0 og 3, der 0 er høyeste funksjonsevne og 3 er laveste funksjonsevne. En tilsvarende transformasjon er gjort for tilgangen på privat hjelp, slik at t_1 varierer mellom 0 og 3. Disse transformasjonene gjør det mulig å tolke konstantleddet γ_0 som ytelsen av timer til en mottaker som er (tilnærmet) funksjonsfrisk, som ikke har tilgang på privat hjelp, som ikke er aleneboende, psykisk utviklingshemmet eller yngre enn 67 år, og som bor i spredtbygd strøk i en kommune der inntektene tilsvarende de samlede bundne kostnadene.

Modellen i likning (3.1) er ikke-lineær i parameterne. Samspillet mellom funksjonsevne og de øvrige variablene er formulert slik at effektene avhenger av et veid gjennomsnitt av funksjonsevnevariablene, der parameterne (γ_h) for de direkte effektene av de fem snittene (s_h) blir brukt som vekter. Dermed får vi et uttrykk for samlet funksjonsevne målt i timebehov, slik at det ikke er nødvendig å inkludere egne samspillseffekter mellom hver av de fem snittene og de øvrige variablene. Parameterne som brukes til å vekte sammen de fem snittene, kan i visse tilfeller tolkes som marginale effekter på timer direkte hjelp, og det veide gjennomsnittet av de fem variablene kan dermed tolkes som et uttrykk for *normert pleietyngde* målt i timer direkte hjelp. Slike standarder for tjenesteytingen vil bli diskutert nærmere i kapittel 4.

3.4. Estimeringsresultater

Ved estimering av modellen i likning (3.1) fant vi at den direkte effekten for inntektsvariabelen konkurrerer om oppmerksomheten med ulike samspillseffekter, slik at ingen estimater for inntektseffektene blir signifikant

forskjellig fra null.⁵ Når samspillseffektene for inntekter settes lik null, blir estimatet for den direkte inntektseffekten (knapt) signifikant. Vi har derfor valgt å inkludere kun en direkte inntektseffekt (β_0) og utelate samspillseffektene (β_1 og β_2).

Resultater fra estimeringer på data for 1997 av modeller med timer direkte hjelp per uke som avhengig variabel er rapportert i tabell 3.1. Barn under 16 år og brukere med støttekontakt eller korttidsopphold i institusjon er holdt utenfor i estimeringene. Dessuten er brukere med null timer direkte hjelp og brukere med mer enn 168 timer direkte hjelp per uke holdt utenfor. Disse brukerne anses som for spesielle, slik at de ikke tillates å påvirke estimeringsresultatene. Noen brukere faller også ut pga. manglende opplysninger for forklaringsvariablene. Analysen omfatter bare brukere av hjemmetjenester, slik at beboere i institusjoner er holdt utenfor.

Modell 1 og 2 viser en generell variant som svarer til likning (3.1), bortsett fra at de omtalte inntektseffektene er utelatt. Modell 1 omfatter ikke brukere som er bosatt i Oslo. Grunnen til dette er at vi ikke har tilstrekkelig presise anslag på de frie disponible inntektene til Oslo. Dette har sammenheng med den spesielle statusen som både kommune og fylkeskommune, og at det viser seg vanskelig å skille ut den fylkeskommunale delen av virksomheten. I modell 2 og 3 er brukere i Oslo inkludert, og vi har antatt at Oslo har samme verdi på frie disponible inntekter per innbygger som Bergen. Det valgte nivået på inntektene for Oslo spiller imidlertid ingen rolle for estimeringsresultatene, fordi vi har utvidet modellen med en dummyvariabel som har verdi 1 for Oslo og 0 ellers. Denne (additive) kommunespesifikke effekten fanger opp målefeil i inntektsvariablen og andre særegne forhold i Oslo.

I modell 3 er effekter som ikke er statistisk signifikante utelatt, slik at dette gir en forenklet versjon av modell 2. Vi finner at ytelsen av timer øker med funksjonsevnevariablene, dvs. at lavere funksjonsevne gir høyere ytelse. Et unntak er effekten av snitt 3 (avhengighet av hjelp til rengjøring og innkjøp). Denne effekten er ikke signifikant forskjellig fra null, og er derfor utelatt i modell 3. En mulig forklaring på dette er at hjelp til rengjøring og innkjøp er en basistjeneste som blir gitt til de fleste brukerne, og at funksjonsevnen til brukeren langs denne dimensjonen derfor spiller liten rolle for tilbudet. Det er også forholdsvis høy positiv korrelasjon mellom de fem snittene som beskriver funksjonsevnen, slik at de konkurrerer om oppmerksomheten i den empiriske analysen. Effekten av snitt 3 kan derfor bli fanget opp av de andre snittene. De fire øvrige snittene har en signifikant positiv effekt på tilbudet. Snitt 1 har den sterkeste marginale effekten på timer planlagt ytt per uke, deretter følger snitt

4 og snitt 2. Dette synes å være rimelige resultater, siden snitt 1 viser avhengighet av hjelp til aktiviteter som foregår med større hyppighet enn aktivitetene målt ved snitt 2 (som igjen foregår hyppigere enn aktivitetene målt ved snitt 3). At nedsatt kognitiv funksjonsevne har sterkere marginal effekt enn nedsatt psyko-sosial funksjonsevne er heller ikke overraskende.

Når det gjelder tilgangen på privat hjelp, finner vi ingen signifikant direkte effekt, men vi finner en negativ samspillseffekt med dummiene for psykisk utviklingshemmete. Det innebærer at psykisk utviklingshemmete, som følge av at de har tilgang på privat hjelp, er mer utsatt for reduksjoner i tilbudet fra kommunen enn andre brukergrupper. For aleneboende og brukere under 67 år finner vi at samspillseffekter med tilgangen på privat hjelp ikke er statistisk signifikant. Samspillet mellom tilgangen på privat hjelp og estimert pleietyngde er heller ikke statistisk signifikant i en forenklet versjon av modellen.

For aleneboende brukere finner vi ingen signifikant direkte effekt, men vi finner en positiv samspillseffekt med estimert pleietyngde. Det betyr at jo høyere pleietyngden er, jo større blir økningen i ytelsene overfor aleneboende brukere sammenliknet med brukere i flerpersongrupper. Tilsvarende samspillseffekter med estimert pleietyngde finner vi for psykisk utviklingshemmete og brukere under 67 år. Dette viser at disse gruppene er forholdsvis høyt prioritert av kommunene, særlig for de brukerne som har sterkt nedsatt funksjonsevne. Effekten av samspillet med pleietyngde er særlig sterk for psykisk utviklingshemmete. For disse brukerne finner vi også en positiv direkte effekt, dvs. at psykisk utviklingshemmete får mer hjelp enn andre brukere uansett hvilket nivå de har på funksjonsevnen. For brukere under 67 år finner vi en negativ direkte effekt som motvirker den positive samspillseffekten med pleietyngde. Det innebærer at det blant brukere med høy funksjonsevne er en tendens til at eldre brukere mottar mer hjelp enn yngre brukere, mens det motsatte er tilfelle blant brukere med en viss grad av nedsatt funksjonsevne, og særlig blant brukere med sterkt nedsatt funksjonsevne.

Estimeringene viser at bosettingsmønsteret i samspill med pleietyngden påvirker ytelsen av timer direkte hjelp. Som forventet finner vi at brukere i tettbygd strøk får høyere ytelse enn brukere i spredtbygd strøk, og at effekten tiltar med økende pleietyngde. Den direkte effekten av at brukerne er bosatt i tettbygd eller spredtbygd strøk er ikke statistisk signifikant, og er derfor utelatt i modell 3. Den signifikante samspillseffekten mellom tettbygd-kriteriet og pleietyngden viser at vi ved hjelp av mer rikholdige mikrodata finner en effekt som vi tidligere ikke har kunnet påvise i analyser på kommunenivå, se Aaberge og Langørgen (1997) og Langørgen (1998). I disse tidligere analysene benyttet vi andelen bosatt tettbygd beregnet for hele lokalbefolkningen, mens vi i denne rapporten har informasjon om type bostedsstrøk for hver enkelt mottaker av hjemmetjenester.

⁵ Med en direkte effekt mener vi her alle effekter som ikke er samspillseffekter. Dvs. at effekten er uavhengig av nivået på de øvrige forklaringsvariablene.

Tabell 3.1. Forklaring av variasjoner i timer direkte hjelp per uke til mottakere av hjemmetjenester, 1997*

	Modell 1	Modell 2	Modell 3
Konstantledd	1,53 (2,57)	1,60 (3,08)	1,19 (6,54)
<i>Funksjonsevneindikatorer (pleietyngde):</i>			
Snitt 1 (Toalett, spising, av/påkledning)	1,40 (8,44)	1,43 (9,89)	1,51 (17,75)
Snitt 2 (Mobilitet, hygiene, matlaging)	0,63 (7,90)	0,65 (9,20)	0,69 (15,17)
Snitt 3 (Rengjøring, innkjøp)	0,02 (0,58)	0,02 (1,03)	
Snitt 4 (Kognitiv funksjonsevne)	0,86 (8,32)	0,90 (9,76)	0,95 (16,49)
Snitt 5 (Psyko-sosial funksjonsevne)	0,20 (6,61)	0,18 (7,24)	0,18 (9,16)
<i>Andre individuelle behovsfaktorer:</i>			
Tilgang på privat hjelp	0,19 (0,89)	0,12 (0,66)	
Aleneboende	-0,77 (1,78)	-0,68 (1,86)	
Psykisk utviklingshemmet	3,87 (7,82)	3,57 (8,09)	3,76 (9,42)
Yngre enn 67 år	-0,74 (1,75)	-0,86 (2,35)	-1,04 (3,33)
<i>Økonomiske rammebetingelser:</i>			
Bosatt tettbygd	-0,37 (0,90)	-0,28 (0,76)	
Frie disponible inntekter	0,05 (2,00)	0,05 (2,16)	0,06 (2,31)
Dummy for Oslo		-0,58 (2,17)	-0,72 (2,72)
<i>Samspill med tilgang på privat hjelp:</i>			
Aleneboende	0,17 (1,04)	0,16 (1,08)	
Psykisk utviklingshemmet	-1,57 (8,11)	-1,77 (10,28)	-2,00 (17,58)
Yngre enn 67 år	-0,39 (2,25)	-0,28 (1,85)	
<i>Samspill med estimert pleietyngde:</i>			
Tilgang på privat hjelp	-0,08 (2,60)	-0,07 (2,77)	
Aleneboende	1,78 (7,05)	1,64 (8,17)	1,47 (15,51)
Psykisk utviklingshemmet	4,40 (8,31)	4,42 (9,74)	4,28 (17,36)
Yngre enn 67 år	1,72 (7,26)	1,63 (8,46)	1,51 (12,52)
Bosatt tettbygd	0,48 (3,51)	0,40 (3,59)	0,31 (5,70)
R ²	0,56	0,55	0,55
Antall observasjoner (N)	14691	17437	17437

* T-verdier i parentes. Parameterne inngår i en ikke-lineær modell som er estimert ved hjelp av sannsynlighetsmaksimering. Estimert pleietyngde er definert ved den lineære kombinasjonen av de fem funksjonsevneindikatorerne hvor parameterestimaten brukes som vektor. Modell 1 omfatter ikke Oslo.

I analysene på kommunenivå ble driftsutgiftene benyttet som avhengig variabel, mens vi i denne rapporten bruker et mål for produsert kvantum. Ved modellering av kostnader kan vi fange opp to motstridende effekter av bosettingsmønsteret. For det første gir spredtbygd bosetting høyere enhetskostnader i hjemmetjenester, og for det andre finner vi at kommunene tilbyr lavere ytelse i spredtbygd strøk. De to motstridende effektene kan bidra til at vi ikke kan dokumentere noen signifikant effekt av bosettingsmønsteret på kostnadene i pleie- og omsorgssektoren. Sammenhengen mellom bosettingsmønster og produsert kvantum som vi finner i denne rapporten er imidlertid av beskjeden økonomisk betydning. Dette blir drøftet nærmere i avsnitt 4.2.

Konstantleddet i modell 3 er signifikant positivt. Det betyr at modellen predikerer en positiv ytelse til funksjonsfriske individer (spesielt for brukere i alderen 67 år og over). Dette kan enten skyldes mulige målefeil i funksjonsevnen, eller at det forekommer ektepar hvor begge er registrert som brukere, men der den ene er funksjonsfrisk. Når begge er registrert som brukere, blir ytelsen av timer fordelt likt mellom dem i GERIX.

Koeffisienten for frie disponible inntekter viser at en inntektsøkning på 1000 kroner per innbygger vil føre til at ytelsen per mottaker øker med 0,06 timer per uke. For at ytelsen skal øke med 1 time per mottaker må inntektene altså øke med nesten 17000 kroner per innbygger. Koeffisienten for dummyvariabelen for Oslo er negativ. Dette kan tyde på at Oslo har lavere frie disponible inntekter per innbygger enn Bergen, men det kan også være andre uobserverte faktorer som gir en konstant reduksjon i ytelsen til mottakerne i Oslo.

Andelen forklart variasjon i den foretrukne modellen (modell 3) er på 0,55. Dette må betraktes som en høy R² når vi tar i betraktning at modellen er estimert på grunnlag av 17437 observasjoner og at det bare inngår 14 parametere i modellen, noe som gir et høyt antall observasjoner per estimert parameter. Fordi tildelingen av hjelp bygger på individuelt skjønn, og siden GERIX ikke gir en fullstendig og feilfri registrering av alle relevante kjennetegn ved brukerne, må modellens forklaringskraft sies å være tilfredsstillende. Samspillseffektene bidrar til å øke modellens forklaringskraft. For å illustrere betydningen av samspillseffektene estimerte vi en modellvariant som kun inkluderer direkte effekter av forklaringsvariablene. Andelen forklart variasjon i denne modellen er på 0,46.

4. Standarder for tjenesteproduksjon i pleie og omsorg

Den empiriske analysen ovenfor viser hvordan kommunenes tilbud av direkte hjelp i hjemmetjenester varierer som en funksjon av kjennetegn ved mottakeren, og som en funksjon av kommunens økonomiske rammebetingelser. Modellen kan nå brukes til å predikere ytelsen av antall timer direkte hjelp som tildeles til hvert individ. Den predikerte ytelsen viser hvor mye hjelp en mottaker typisk vil få fra sin kommune, gitt de rapporterte kjennetegn ved mottakeren og kommunen, der estimater for modellens parametere benyttes til å beregne ytelsen. Med modell 3 som den foretrukne modellen, får vi følgende prediksjon av antall timer som kommune i yter til individ j

$$(4.1) \quad \hat{q}_{ij} = \hat{\gamma}_0 + \sum_{h=3} \hat{\gamma}_h s_{hij} (1 + \sum_{m=2} \hat{\tau}_m t_{mij} + \hat{\phi}_1 v_{ij}) + \sum_{m=3} \hat{\theta}_m t_{mij} + \hat{\pi}_3 t_{1ij} t_{3ij} + \hat{\beta}_0 y_i + \hat{\delta} u_i,$$

der \hat{q}_{ij} er den predikerte ytelsen,⁶ og u_i er dummyvariabelen med verdi 1 for Oslo og 0 ellers. I (4.1) har parameterne fått "hatt" over, noe som betyr at vi setter inn for de estimerte koeffisientene i modell 3. Disse estimatene framgår av tabell 3.1.

Siden modellprediksjonene er betinget mhp. kjennetegn som påvirker tilbudet, kan prediksjonene tolkes som uttrykk for en standardisert ytelse. En slik fortolkning kan imidlertid være kontroversiell, fordi prediksjonene er påvirket av bosettingsmønsteret og økonomien til kommunene. Det er derfor aktuelt å avlede alternative standarder for ytelsene. Nedenfor blir det definert to alternative standarder, som begge er uavhengige av kommunenes inntekter, og av hvorvidt mottakerne bor i tettbygd eller spredtbygd strøk. Med utgangspunkt i modellsimulering blir det innført definisjoner av hva vi i denne rapporten vil mene med (normert) pleietyngde og (normert) pleiebehov.

Standarden for *pleietyngde* varierer utelukkende som en funksjon av de fem snittene (s_h) som beskriver brukerens funksjonsevne. Den normerte pleietyngden til en bruker blir beregnet ved å simulere et referansealternativ for pleietyngde. I dette referansealternativet blir alle brukerne tilordnet sine respektive rapporterte verdier på funksjonsevneindikatorerne. Det blir videre antatt at ingen mottakere har tilgang på privat hjelp, alle er aleneboende, ingen er psykisk utviklingshemmet, ingen er under 67 år, og alle er bosatt i tettbygd strøk. Frie disponible inntekter blir satt lik null, slik at vi ser på hva ytelsen ville ha vært i en kommune hvor inntektene fra skatter og overføringer nøyaktig tilsvarer de totale bundne kostnadene. I tillegg blir dummyvariabelen for Oslo satt lik null. Siden vi antar at funksjonsfriske individer har null pleietyngde, blir modellens konstantledd satt lik null. Dette gir følgende referansenorm for pleietyngden til individ j som bor i kommune i

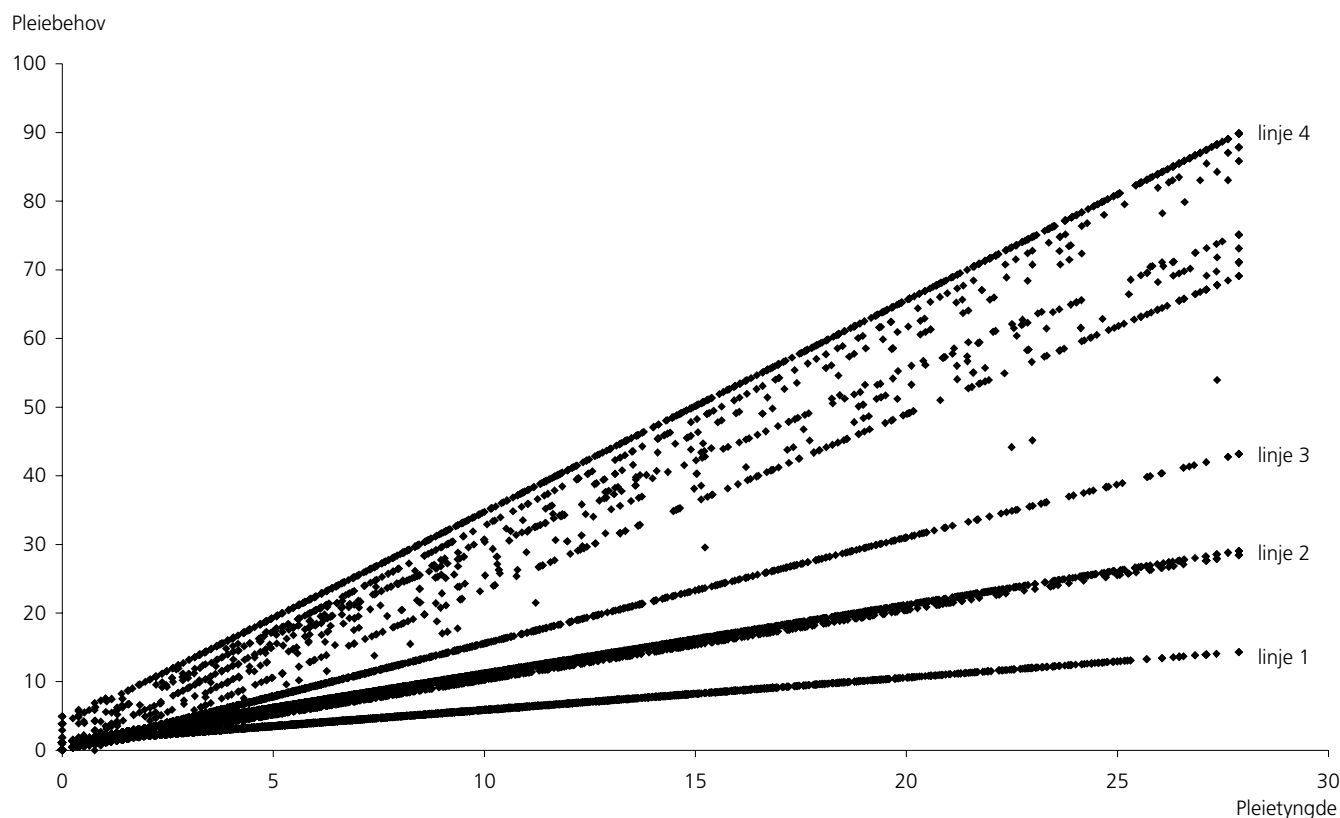
$$(4.2) \quad \tilde{q}_{ij} = \sum_{h=3} \hat{\gamma}_h s_{hij} (1 + \hat{\tau}_2 + \hat{\phi}_1).$$

Den simulerte pleietyngden \tilde{q}_{ij} er her en veid sum av de fem snittene, der modellens estimater for variabelens marginaeffekter inngår som vekter. Nivået blir oppskalert til en aleneboende mottaker i tettbygd strøk ved hjelp av koeffisientene $\hat{\tau}_2$ og $\hat{\phi}_1$. Den normerte pleietyngden har benevnning timer per uke. Vektene er hentet fra modell 3 i tabell 3.1, noe som medfører at variasjoner i snitt 1, snitt 4 og snitt 2 gir relativt store utslag på pleietyngden sammenliknet med variasjoner i snitt 5, mens vekten for snitt 3 er satt lik null. Siden de estimerte parametere er konstant på tvers av kommuner og funksjonsevnen er bestemt utenfor modellen, vil pleietyngden til et individ være uavhengig av bostedskommune. Indeksen (i) for kommune blir her bare benyttet for å kunne foreta aggregeringer til kommunenivå.

Standarden for *pleiebehov* varierer både som en funksjon av de fem snittene (s_h), og som en funksjon av de andre individuelle behovsfaktorene (t_m). Det normerte pleiebehovet til en bruker blir beregnet ved å simulere

⁶ I noen få tilfeller blir prediksjonen negativ for psykisk utviklingshemmete med mye tilgang på privat hjelp. I slike tilfeller er den predikerte ytelsen rettet til verdien null.

Figur 4.1. Sammenhengen mellom simulert pleiebehov og pleietyngde for mottakere av hjemmetjenester. Timer direkte hjelp per uke



et referansealternativ for pleiebehov. I dette referansealternativet blir alle brukerne tilordnet sine respektive rapporterte verdier både på funksjonsevneindikatorerne og på de andre individuelle behovsfaktorene. Det blir videre antatt at alle mottakere er bosatt i tettbygd strøk. Frie disponible inntekter og dummien for Oslo blir satt lik null. I dette tilfellet antar vi at (tilnærmet) funksjonsfriske individer kan ha et pleiebehov, slik at konstantleddet blir inkludert i simuleringen. Dette gir følgende referansenorm for pleiebehovet til individ j som bor i kommune i

$$(4.3) \quad q_{ij}^* = \hat{\gamma}_0 + \sum_{h \neq 3} \hat{\gamma}_h s_{hij} (1 + \sum_{m=2}^4 \hat{\tau}_m t_{mij} + \hat{\phi}_1) + \sum_{m=3}^4 \hat{\theta}_m t_{mij} + \hat{\tau}_3 t_{1ij} t_{3ij}.$$

Det simulerte pleiebehovet q_{ij}^* har benevnelse timer per uke,⁷ og kan være lavere enn pleietyngden beregnet i hht. (4.2) dersom brukeren bor i flerperson-hushold. Om brukeren er psykisk utviklingshemmet og/eller under 67 år, vil dette bidra til å øke pleiebehovet i forhold til pleietyngden. I likhet med pleietyngden er også pleiebehovet definert uavhengig av den tjenesteytende kommunen.

Forskjellen på pleietyngde og pleiebehov slik disse begrepene er definert i denne rapporten, er at pleietyngden kun varierer med funksjonsevnevariablene (s_h), mens pleiebehovet i tillegg tar hensyn til variasjoner i de andre individuelle behovsfaktorene (t_m). Sammenhengen mellom normert pleietyngde og normert pleiebehov på individnivå er vist i figur 4.1. Figuren omfatter alle registrerte mottakere av hjemmetjenester i GERIX, dvs. at modellen er brukt til å simulere standardytelser også for individer som er holdt utenfor i estimeringene. Variasjoner i funksjonsevnevariablene medfører at den simulerte pleietyngden varierer mellom null timer og 27,9 timer per uke. For pleiebehovet tar vi også hensyn til variasjoner i andre behovsfaktorer enn funksjonsevnen, noe som gir et maksimalt simulert pleiebehov på 89,8 timer per uke.

Figuren viser at sammenhengen mellom pleietyngde og pleiebehov er lineær innenfor bestemte brukergrupper, mens differansen i pleiebehov mellom ulike brukergrupper øker med økende pleietyngde. De stigende avvikene følger direkte av spesifikasjonen av samspilleffekter mellom pleietyngden og de andre behovsfaktorene. I diagrammet er det markert fire ulike lineære sammenhenger. De tre laveste linjene er sammensatt av brukere som ikke er psykisk utviklingshemmete. Linje 1 omfatter eldre brukere som bor i flerperson-hushold. Linje 2 omfatter eldre aleneboende brukere samt yngre brukere i flerperson-hushold. Sammenfallet mellom disse to gruppene skyldes at

⁷ I noen få tilfeller blir det simulerte pleiebehovet negativt for psykisk utviklingshemmete med mye tilgang på privat hjelp. I slike tilfeller er det normerte pleiebehovet rettet til verdien null.

avviket er lite mellom de estimerte koeffisientene for hhv. yngre og aleneboende brukere. For brukerne langs linje 2 er det et forholdsvis lite avvik mellom pleietyngden og pleiebehovet (jf. definisjonene over). Linje 3 omfatter yngre aleneboende brukere. Linje 4 omfatter psykisk utviklingshemmete som er yngre enn 67 år, som er aleneboende, og som ikke har tilgang på privat hjelp. De brukerne som ligger mellom linje 3 og 4 er psykisk utviklingshemmete som enten har tilgang på privat hjelp (av ulik grad), og/eller som er i alderen 67 år og over, og/eller som bor i flerpersonghushold. Det framgår av figuren at det normerte pleiebehovet for psykisk utviklingshemmete ligger relativt høyt, særlig for brukere med høy pleietyngde.

Vi kan nå summere pleietyngden, pleiebehovet og den predikerte ytelsen over alle individer som er bosatt i samme kommune. Dette kan gi en samlet oversikt over hvilke utfordringer som de ulike kommunene står overfor når de skal produsere hjemmetjenester. Vi kan dermed definere følgende standarder for aggregert tjenesteproduksjon

$$(4.4) \quad \begin{aligned} \tilde{q}_i &= \sum_{j=1}^{n_i} \tilde{q}_{ij}, \\ q_i^* &= \sum_{j=1}^{n_i} q_{ij}^*, \quad (i=1,2,\dots,k). \\ \hat{q}_i &= \sum_{j=1}^{n_i} \hat{q}_{ij}, \end{aligned}$$

Antall (potensielle) mottakere av hjemmetjenester i kommune i er gitt ved n_i , \tilde{q}_i er samlet pleietyngde, q_i^* er samlet pleiebehov og \hat{q}_i er samlet predikert ytelse for kommune i. På tilsvarende måte kan vi beregne samlet rapportert ytelse (q_i) ved å summere ytelsene til alle individer i kommune i. Disse størrelsene kan normaliseres i forhold til antall mottakere av hjemmetjenester (n_i), slik at vi kan måle gjennomsnittlig pleietyngde, pleiebehov og predikert ytelse per bruker for ulike kommuner. Dette gir summarisk informasjon om mottakernes sammensetning og kommunenes rammebetingelser. Vi kan også beregne ulike forholdstall mellom målene for standardisert tjenesteyting. Det er nærliggende å definere følgende tre indekser:

1. *Behovsindeksen* - som viser forholdet mellom normert pleiebehov (q_i^*) og normert pleietyngde (\tilde{q}_i). Denne indeksen fanger opp sammenstillingen av mottakerne etter andre individuelle behovsfaktorer enn pleietyngde.
2. *Rammeindeksen* - som viser forholdet mellom predikert ytelse (\hat{q}_i) og normert pleiebehov (q_i^*). Denne indeksen beskriver variasjoner i samlet tjenesteyting som skyldes bosettingsmønster, frie disponible inntekter samt dummyvariabelen for Oslo.

3. *Ytelsesindeksen* - som viser forholdet mellom rapportert ytelse (q_i) og predikert ytelse (\hat{q}_i). Denne indeksen beskriver omfanget av tilfeldige/uforklarte variasjoner samt målefeil i den samlede ytelsen.

For å beskrive variasjoner i produksjonsforhold og tjenesteyting mellom ulike kommuner kan vi nå foreta følgende dekomponering av den gjennomsnittlige rapporterte ytelsen per mottaker etter kommune

$$(4.5) \quad \frac{\text{Rapportert ytelse}}{\text{Brukere}} =$$

$$\frac{\text{Pleietyngde}}{\text{Brukere}} \frac{\text{Pleiebehov}}{\text{Pleietyngde}} \frac{\text{Predikert ytelse}}{\text{Pleiebehov}} \frac{\text{Rapportert ytelse}}{\text{Predikert ytelse}},$$

der de tre indeksene ovenfor inngår. Dessuten inngår gjennomsnittlig pleietyngde i dekomponeringen. For å beregne indekser og forholdstall i (4.5) er størrelsene i hhv. teller og nevner aggregert opp til kommunenivå, dvs. at en summerer over alle mottakere i hver enkelt kommune.

4.1. Deskriptiv analyse av residualer etter kommune

Avviket mellom den rapporterte (planlagte) ytelsen (q_{ij}) og den predikerte ytelsen (\hat{q}_{ij}) for en bruker kalles *residualen*. Slike residualer er et uttrykk for tilfeldige/uforklarte variasjoner i ytelsene som bl.a. kan skyldes forskjellige skjønnsvurderinger, målefeil, og eventuelle utelatte forklaringsvariable i modellen. Residualen $\hat{\epsilon}_{ij}$ for individ j som mottar ytelse av kommune i er gitt ved

$$(4.6) \quad \hat{\epsilon}_{ij} = q_{ij} - \hat{q}_{ij}.$$

Et interessant spørsmål er i hvilken grad residualene varierer på en systematisk måte mellom de ulike kommunene som inngår i GERIX. Slike variasjoner kan avdekke hvorvidt noen kommuner har et tjenestetilbud som atskiller seg betydelig fra de øvrige kommunene. Dessuten kan enkelte kommuner ha systematiske feil i innrapporteringen. Modellen kan altså brukes som et hjelpemiddel for å avsløre slike feil.

Den gjennomsnittlige residualen er tilnærmet lik null for de 17437 brukerne som inngår i estimeringen av modell 3 i tabell 3.1 (heretter kalt modellpopulasjonen). Dette følger av estimeringsmetoden. Men modellformuleringen medfører at den gjennomsnittlige residualen vil variere på tvers av ulike kommuner og bydeler. Den gjennomsnittlige residualen over mottakere innenfor samme kommune gir informasjon om kommunespesifikke variasjoner i standarden på tjenestetilbudet, dersom variasjonene ikke skyldes systematiske målefeil eller at modellen er feilspsi-

fisert. Stor positiv (negativ) gjennomsnittlig residual tyder på høy (lav) standard på tjenestetilbudet.

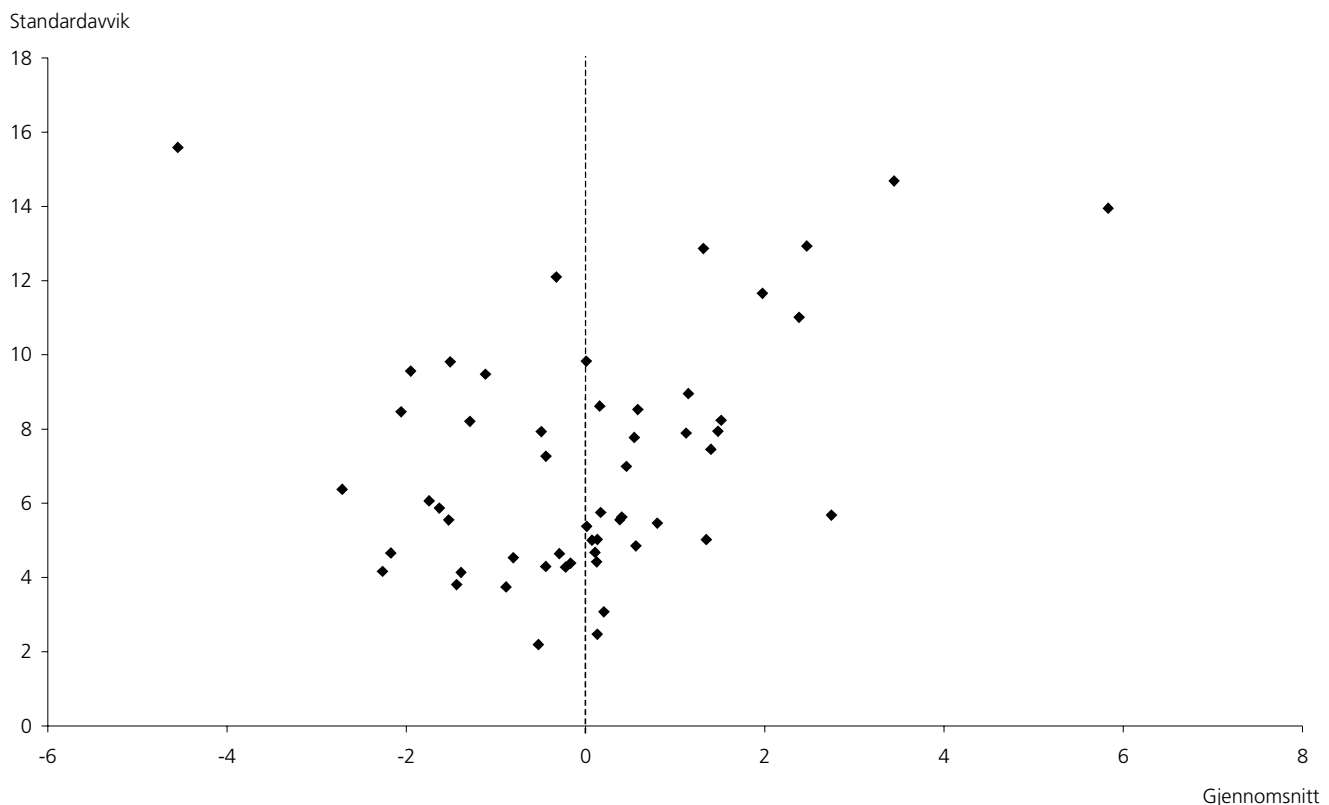
Residualen i modellpopulasjonen varierer mellom et minimum på -70,7 timer per uke og et maksimum på 135,9 timer per uke. Standardavviket til residualen i modellpopulasjonen er på 8,0 timer per uke. I likhet med gjennomsnittet vil minimum, maksimum og standardavviket til residualen variere på tvers av kommuner og bydeler. Standardavviket for residualen over mottakere innenfor samme kommune gir informasjon om hvor stort innslag det er av vilkårlige skjønns- vurderinger eller målefeil i rapporteringen. Et høyt standardavvik viser at relativt mange individer i samme kommune får en ytelse som avviker mye fra det som modellen predikerer.

Figur 4.2 viser et plott av sammenhengen mellom gjennomsnitt og standardavvik for residualen for brukere som bor i samme kommune (bydel). De summariske målene for residualene etter kommune/bydel omfatter bare brukerne i modellpopulasjonen. Dersom gjennomsnittet for en kommune/bydel avviker relativt mye fra null, og dersom standardavviket er forholdsvis høyt, kan dette tyde på at tjenestetilbudet avviker betydelig fra den typiske fordelingen av tjenester, gitt de kjennetegn ved mottakerne og produsentens rammebetingelser som inngår i model-

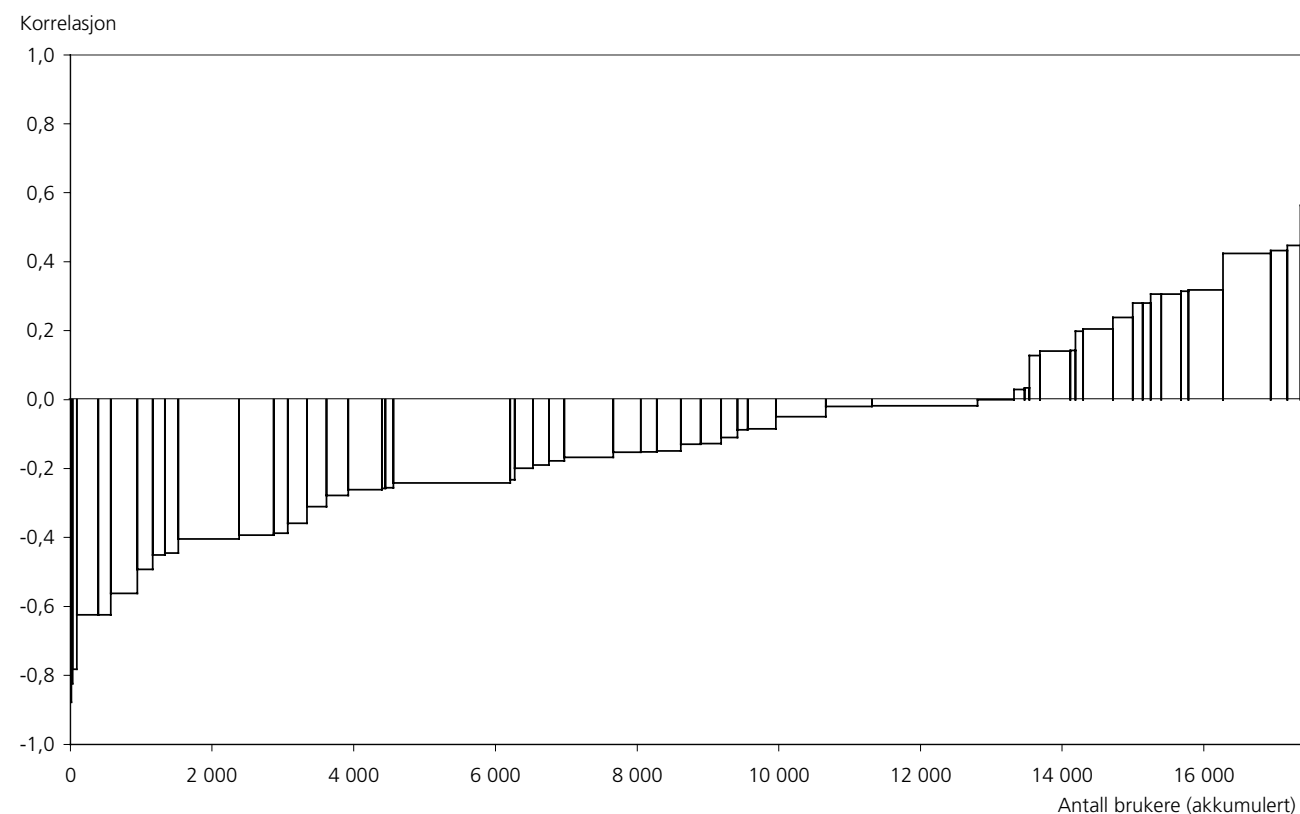
len. Alternativt kan det være høyt innslag av målefeil i rapporteringen til slike kommuner/bydeler. Sula kommune kommer ut med den høyeste gjennomsnittlige residualen, mens Borre ligger nest høyest. Lom kommune har det laveste gjennomsnittet og det høyeste standardavviket. Borre og Sula har også forholdsvis høye standardavvik. En mer detaljert oversikt over fordelingen av residualer etter kommune/bydel er vist i tabell A1 i vedlegget.

Variasjoner i residualen kan også studeres innenfor ulike brukergrupper. Vi finner at standardavviket til residualen er på 27,0 timer per uke for psykisk utviklingshemmete, mot et standardavvik for de øvrige brukerne på 6,3 timer per uke. Dette viser at tilbudet til psykisk utviklingshemmete i mindre grad er standardisert enn hva som gjelder for andre brukere av hjemmetjenester. Når vi ser på standardavviket etter kommune/bydel, finner vi at residualen i de fleste tilfeller viser betydelig større variasjon innen gruppen av psykisk utviklingshemmete enn i andre brukergrupper. Det betyr at den lave graden av standardisering av tilbudet til psykisk utviklingshemmete ikke utlukkende skyldes variasjoner på tvers av kommuner og bydeler, men også at brukere i samme kommune får ulik behandling til tross for at de er registrert med like kjennetegn i GERIX.

Figur 4.2. Gjennomsnitt og standardavvik for modellens residualer etter kommune (bydel). Timer per uke



Figur 4.3. Korrelasjonen mellom predikerte ytelser og residualer for brukere etter kommune, og fordelingen av brukere på kommuner (bydeler)



Ulikheter i tjenestetilbudet kan oppstå dersom kommunene prioriterer forskjellig mellom brukere med ulikt (normert) pleiebehov. Noen kommuner kan satse ekstra mye på "tunge" brukere, mens andre kommuner har en jevnere fordeling av ytelser til "tunge" og "lette" brukere. For kommuner som satser ekstra mye på brukere med høyt pleiebehov vil det være en tendens til at residualen øker med den predikerte ytelsen, og at positive residualer forekommer relativt hyppig for brukere med høyt pleiebehov. For kommuner som satser relativt mye på brukere med lavt pleiebehov vil det være en tendens til at residualen avtar med den predikerte ytelsen, og at negative residualer forekommer relativt hyppig for brukere med høyt pleiebehov.

Korrelasjonskoeffisienter (Pearsons R) for sammenhengen mellom prediksjon og residual etter kommune/bydel er vist i figur 4.3. Kommuner og bydeler er ordnet etter stigende nivå på korrelasjonskoeffisienten. Bredden på hver søyle viser antall brukere i modellpopulasjonen innenfor hver kommune eller bydel. Kommuner med høy absoluttverdi på korrelasjonskoeffisienten har en avvikende prioritering mellom brukere med ulikt pleiebehov. Store negative verdier indikerer en lav prioritering av brukere med høyt pleiebehov sammenliknet med modellprediksjonen. Rangeringen av kommuner fra venstre mot høyre i diagrammet starter med Lom, Hattfjelldal, og Laksevåg med en absoluttverdi på over 0,78. Deretter følger

Saupstad og Ullensaker med en absoluttverdi på over 0,6. Lengst til høyre i diagrammet finner vi Sirdal med en korrelasjonskoeffisient på 0,56. Store positive verdier indikerer en høy prioritering av brukere med høyt pleiebehov sammenliknet med modellprediksjonen. For en fullstendig oversikt, se tabell A1.

4.2. Aggregering av normert pleietyngde, pleiebehov og ytelse etter kommune

Dette avsnittet gir en oversikt over variasjoner i gjennomsnittlig pleietyngde, behovsindeksen, rammeindeksen og ytelsesindeksen, slik disse er definert i likning (4.5). Disse indeksene inneholder summarisk informasjon om mottakerne og om omfanget og kvaliteten på tjenestene, eller eventuelle målefeil. For å få informasjon om samlet tjenesteyting i den enkelte kommune, har vi gjort modellsimuleringer også for individer som er registrert i GERIX, men som ikke inngår i modellpopulasjonen. Pleietyngde, pleiebehov og predikert ytelse er beregnet ved hjelp av modellsimulering for mottakere med støttekontakt, korttidsopphold i institusjon, og for brukere med null timer registrert ytelse per uke, eller over 168 timer per uke. De eneste brukerne som er holdt utenfor er barn under 16 år. Av 27125 registrerte brukere av hjemmetjenester i GERIX er det bare 268 som var under 16 år i 1997. Disse barna er holdt utenfor fordi det viser seg at de kommunale ytelsene varierer betydelig innenfor denne gruppen, slik at modellsimulering i liten grad er relevant.

Tabell 4.1. Dekomponering av ytelsene per mottaker etter kommune (bydel). Summarisk statistikk for bydeler og kommuner gruppert etter folkemengde*

(Antall kommuner/bydeler)	Gj.snittlig rapp. ytelse	Gj.snittlig pleietyngde	Behovs-indeks	Ramme-indeks	Ytelses-indeks
Kommuner og bydeler i alt					
(54) Gjennomsnitt	6,6	4,5	1,50	1,01	0,97
Standardavvik	3,0	1,2	0,22	0,08	0,31
Kommuner 0-4999 innbyggere					
(12) Gjennomsnitt	5,7	3,8	1,46	1,04	1,01
Standardavvik	2,4	1,1	0,24	0,13	0,34
Kommuner 5000-19999 innb.					
(21) Gjennomsnitt	8,1	4,8	1,57	1,01	1,06
Standardavvik	2,8	1,0	0,24	0,03	0,21
Kommuner 20000-99999 innb.					
(8) Gjennomsnitt	8,1	4,7	1,53	1,00	1,11
Standardavvik	2,7	0,7	0,16	0,02	0,26
Bydeler i de tre største byene					
(13) Gjennomsnitt	4,2	4,7	1,39	0,97	0,69
Standardavvik	2,3	1,7	0,15	0,07	0,30

* Tabellen omfatter alle mottakere av hjemmetjenester som er registrert i GERIX, unntatt barn under 16 år.

For brukere som ikke inngår i modellpopulasjonen pga. manglende opplysninger for en eller flere av forklaringsvariablene, har vi gjort egne antakelser som tilordner manglende verdier. Når verdien på dummen for psykisk utviklingshemmete mangler, har vi f.eks. antatt at brukeren ikke er psykisk utviklingshemmet. Videre antar vi at brukere med manglende verdier er aleneboende, i alderen 67 år og over, og at de ikke har tilgang på privat hjelp. Slike rettinger er foretatt for 2474 brukere. De fleste rettingene gjelder brukere med manglende opplysninger for tilgangen på privat hjelp. Av disse er det 1913 brukere som ikke er psykisk utviklingshemmet, noe som betyr at vår antakelse om ingen tilgang på privat hjelp i mange tilfeller ikke påvirker modellsimuleringene.⁸

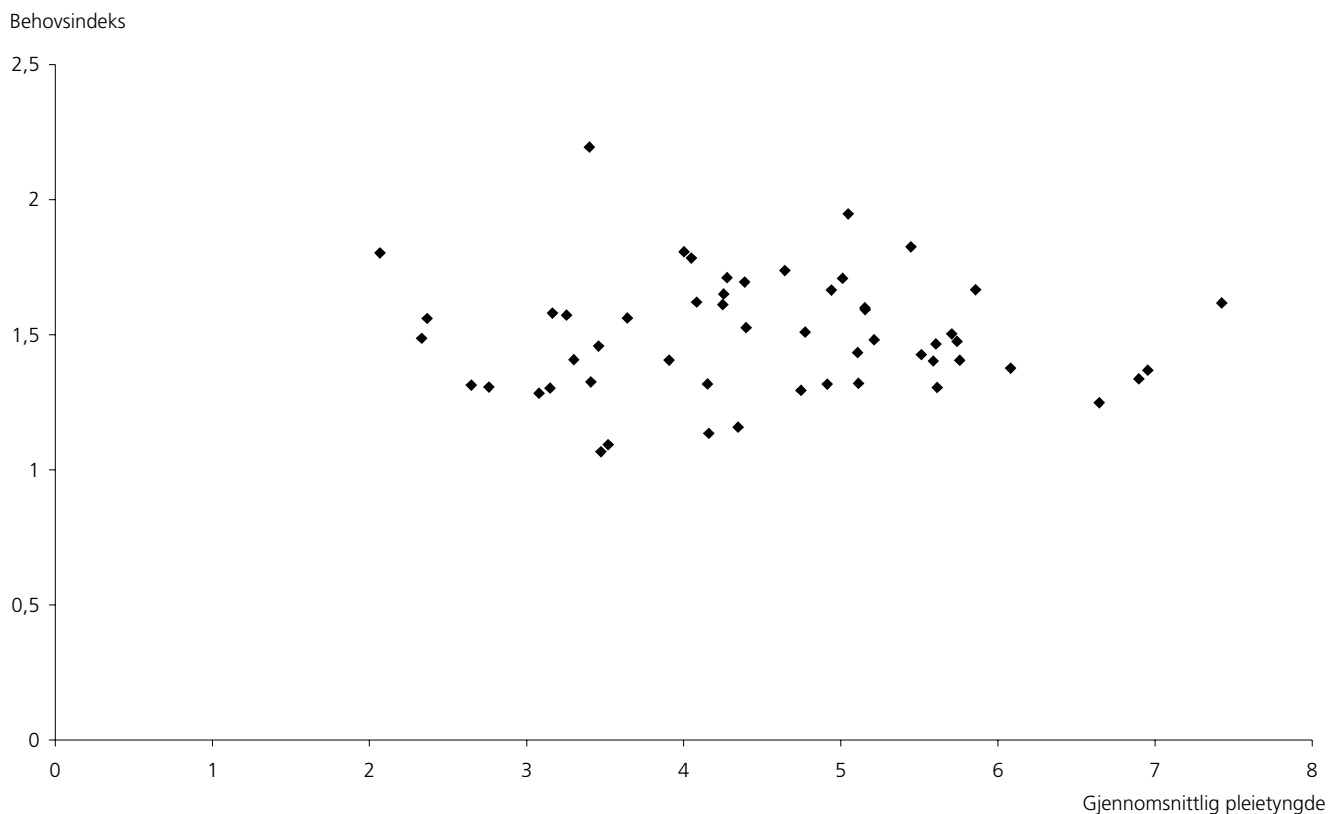
Tabell 4.1 viser gjennomsnitt og standardavvik over kommuner/bydeler for indikatorene som inngår i likning (4.5). Gjennomsnittlig rapportert ytelse og gjennomsnittlig pleietyngde har benevnning timer per uke per mottaker, mens de tre andre indikatorene er på indeksert form. I tabellen er kommunene og bydelene delt inn i fire grupper. De 13 bydelene i Oslo, Bergen og Trondheim som rapporterer inn gjennom GERIX er skilt ut som en egen gruppe. De øvrige kommunene i GERIX er delt inn i tre grupper etter størrelsen på folkemengden. Disse gruppene består av 12 små kommuner med færre enn 5000 innbyggere, 21 mellomstore kommuner med 5000-19999 innbyggere, og 8 store kommuner med 20000 eller flere innbyggere. Tabellen viser gjennomsnitt og standardavvik totalt for de 54 kommunene i GERIX, og innenfor hver av de fire gruppene. For en fullstendig oversikt viser vi

til tabell A2 i vedlegget, der dekomponeringen er rapportert for hver enkelt kommune og bydel.

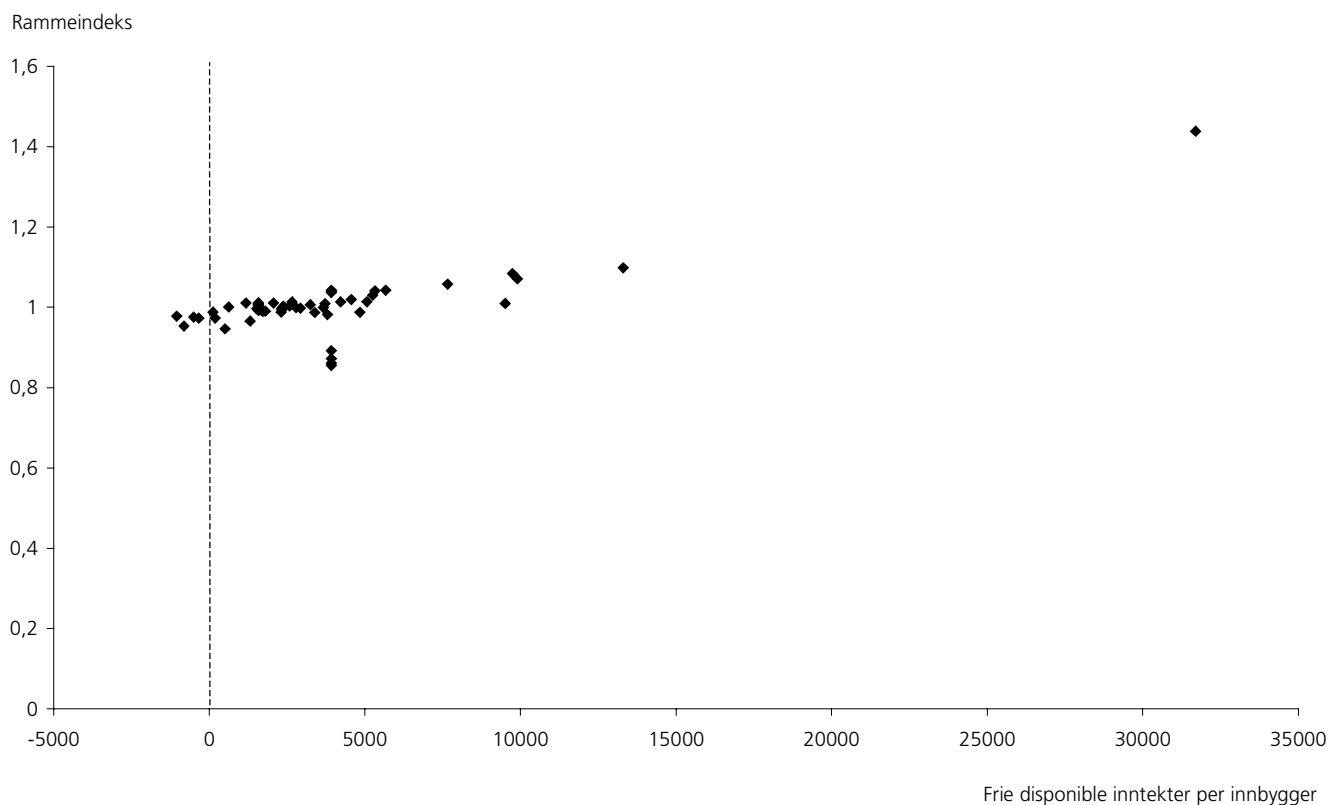
Gjennomsnittlig rapportert ytelse er her dekomponert på bidrag fra gjennomsnittlig pleietyngde, behovs-indeks, rammeindeks og ytelsesindeks. Gjennomsnittet over kommuner og bydeler for antall rapporterte timer per bruker er på 6,6 timer per uke. Små kommuner og bydeler i de tre største byene har i gjennomsnitt rapportert færre timer per bruker enn mellomstore og store kommuner. Det framgår av tabellen at gjennomsnittet over kommuner og bydeler for den gjennomsnittlige pleietyngden innenfor hver kommune/bydel er på 4,5 timer per uke. Små kommuner har lavere gjennomsnittlig pleietyngde enn de øvrige kommuner og bydeler. Mellomstore kommuner har i gjennomsnitt et forholdsvis høyt nivå på behovsindeksen. Bydeler i de tre største byene har et lavt gjennomsnittlig nivå på behovsindeksen, noe som har sammenheng med at det er registrert relativt få psykisk utviklingshemmete, særlig for bydeler i Oslo. Rammeindeksen viser forholdsvis små variasjoner på tvers av kommuner og bydeler. Nivået på ytelsesindeksen er spesielt lav i bydelene i de tre største byene. Som vi skal se nedenfor, har dette sammenheng med mangelfull registrering av timer direkte hjelp i bydelene i Bergen. Det er først og fremst behovsindeksen og ytelsesindeksen som bidrar til det lave gjennomsnittlige nivået på antall rapporterte timer per bruker i bydelene. Det forholdsvis lave gjennomsnittet for rapporterte ytelser i små kommuner har sammenheng med lav gjennomsnittlig pleietyngde.

⁸ I tillegg ble det foretatt rettinger for brukerne i bydeler i de tre største byene, der brukerne feilaktig er registrert som bosatt i spredt-bygd strøk. Disse feilrettingene er tatt hensyn til ved estimeringen av modellen.

Figur 4.4. Behovsindeks og gjennomsnittlig pleietyngde (i timer per uke) etter kommune (bydel)



Figur 4.5. Rammeindeks og frie disponible inntekter (i kroner per innbygger) etter kommune (bydel)



Figur 4.4 viser et plott av sammenhengen mellom behovsindeksen og gjennomsnittlig pleietyngde. Den gjennomsnittlige pleietyngden (per bruker) varierer fra et minimum på 2,1 timer per uke i Sirdal kommune til et maksimum på 7,4 timer per uke i Heimdal bydel i Trondheim. Behovsindeksen varierer fra et minimum på 1,07 i Rindal kommune til et maksimum på 2,19 i Hå kommune. Den høye verdien på behovsindeksen for Hå kommune skyldes at denne kommunen er vertskommune for psykisk utviklingshemmete, og at de psykisk utviklingshemmete i Hå har liten tilgang på privat hjelp.

Figur 4.5 viser et plott av sammenhengen mellom rammeindeksen og frie disponible inntekter per innbygger. Sirdal kommune skiller seg ut med et maksimum på 1,44 for rammeindeksen, noe som skyldes at dette er en kraftkommune med frie disponible inntekter på 31700 kroner per innbygger. Deretter følger Tokke kommune med frie disponible inntekter på 13300 kroner per innbygger og en rammeindeks på 1,10. Bydelene i Oslo skiller seg ut med verdier for rammeindeksen på knapt 0,9, noe som skyldes den negative effekten av dummyvariabelen for Oslo. Lillehammer kommune har lavest frie disponible inntekter per innbygger og en rammeindeks på 0,98.⁹

For kommuner i GERIX finner vi et gjennomsnitt på 1,01 for rammeindeksen, og et standardavvik på 0,08. Det forholdsvis lave standardavviket viser at variasjoner i de økonomiske rammebetingelsene spiller en beskjeden rolle for ytelsene sammenliknet med betydningen av variasjoner i pleietyngde og pleiebehov. Det er imidlertid en klar tendens til at rammeindeksen øker med økende frie disponible inntekter. De øvrige variasjonene i rammeindeksen skyldes tettbygdkriteriet, den spesielle effekten for Oslo, samt sammensetnings-effekter mht. brukernes pleietyngde og pleiebehov. Inntektseffekten slår relativt kraftig ut i kommuner med lavt gjennomsnittlig pleiebehov, som f.eks. i Sirdal. Likeledes gir dummen for Oslo større reduksjon i rammeindeksen for lavere gjennomsnittlig pleiebehov. Tettbygdkriteriet slår sterkest ut for brukere med høy pleietyngde.

Variasjoner i rammeindeksen skyldes dels at inntektene og dels at bosettingsmønsteret varierer mellom kommuner. Det vil imidlertid være interessant å rendyrke de ulike effektene, og vi har derfor simulert inntektselastisiteter for antall timer direkte hjelp i hver kommune. For å beregne inntektselastisiter på kommunenivå har vi først simulert virkningen for hvert individ av en økning på 1 prosent i inntektene per innbygger i hver kommune. De simulerte ytelsene blir deretter aggregert opp til kommunenivå, og sammenliknet med den samlede predikerte ytelsen før inntektsøkningen. Summarisk statistikk for inntektselastisitetene er rapportert i tabell 4.2, der

⁹ At noen kommuner har negative frie disponible inntekter må ses i sammenheng med at inntektsbegrepet ikke omfatter gebyrer.

Tabell 4.2. Inntektselastisiteter for direkte hjelp i hjemmetjenester. Summarisk statistikk på kommune-/bydelsnivå*

Antall kommuner/bydeler	Gjennomsnitt	Standardavvik	Minimum	Maksimum
50	0,20	0,10	0,09	0,56

* Tabellen omfatter alle kommuner og bydeler i GERIX for 1997, unntatt bydeler i Oslo.

Tabell 4.3. Prosentvis avvik mellom tettbygdalalternativet og spredtbygdalalternativet i timer direkte hjelp. Summarisk statistikk på kommune-/bydelsnivå

Antall kommuner/bydeler	Gjennomsnitt	Standardavvik	Minimum	Maksimum
54	8,08	1,51	4,39	12,32

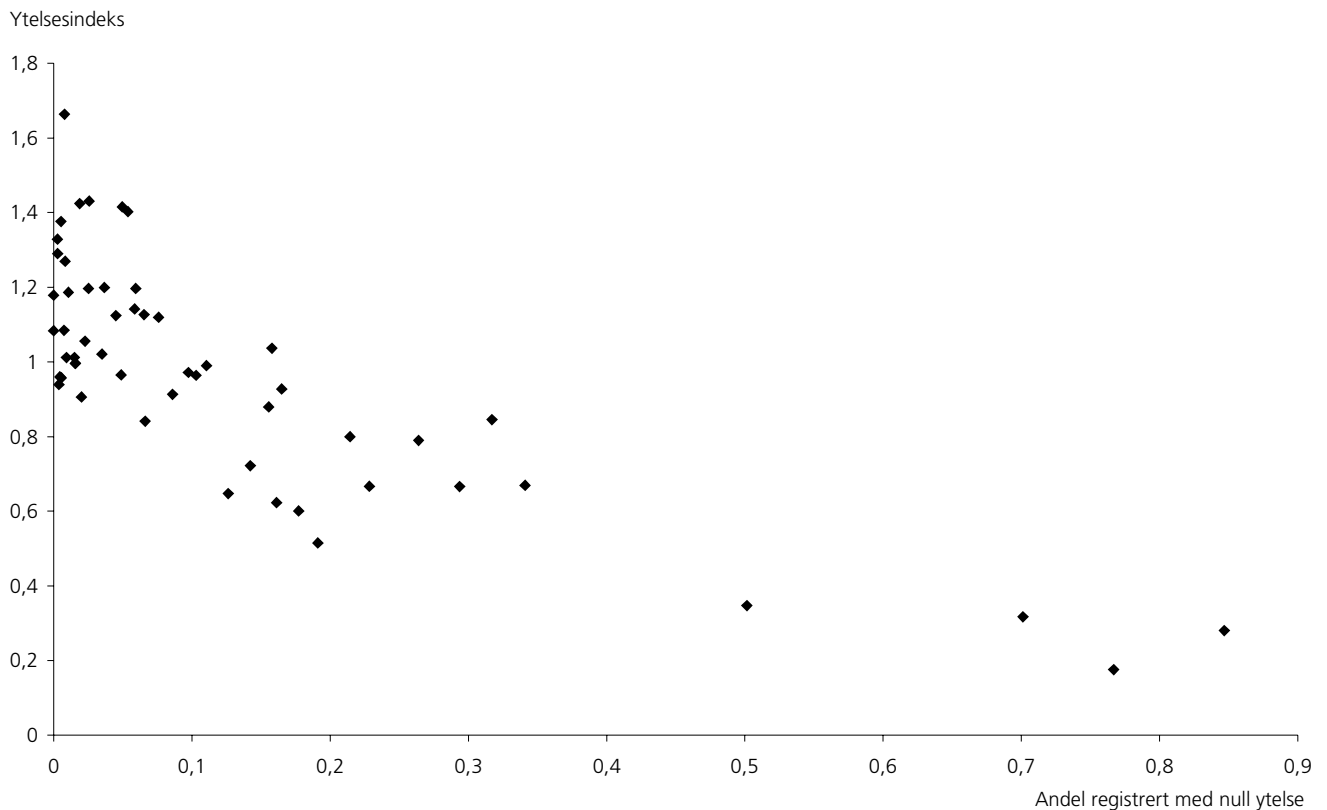
bydeler i Oslo er holdt utenfor pga. problemet med å skille mellom kommunale og fylkeskommunale inntekter.

Tabellen viser at inntektselastisitetene for hjemmetjenestene er forholdsvis lave. Til sammenlikning finner Aaberge og Langørgen (1997) en gjennomsnittlig inntektselastisitet på 0,50 for den totale tjenesteproduksjonen i pleie- og omsorgssektoren, der minimumsverdien er på 0,25 og maksimumsverdien er på 0,83. Begge disse analysene viser altså at produksjonen av pleie- og omsorgstjenester er uelastisk mht. inntekt. At elastisitetene i gjennomsnitt er lavere i denne rapporten kan skyldes at institusjonstjenester er holdt utenfor. En annen mulig forklaring er at økte inntekter både kan påvirke produksjonen gjennom økte ytelser til hver bruker og ved at dekningsgraden (andelen mottakere i befolkningen) for hjemmetjenester går opp. Hvis dekningsgraden er avhengig av inntektsnivået, vil ikke dette bli reflektert i de elastisitetene som er beregnet i tabell 4.2.

For å beregne størrelsen på virkninger av bosettingsmønsteret har vi simulert et tettbygdalalternativ der vi antar at alle bor i tettbygd strøk, og et spredtbygdalalternativ der vi antar at alle bor i spredtbygd strøk. For alle de øvrige forklaringsvariablene i modellen benytter vi registrerte verdier. Ytelsene i de to alternativene er først simulert på individnivå og deretter aggregert opp til kommunenivå. Tabell 4.3 viser summarisk statistikk for det prosentvise avviket mellom de to alternativene i den samlede simulerte ytelsen etter kommune/bydel.

Økningen i den samlede ytelsen som følge av en overgang fra spredtbygdalalternativet til tettbygdalalternativet varierer mellom 4,4 og 12,3 prosent. Ved tolkningen av dette resultatet er det viktig å merke seg at forskjellen mellom de to alternativene ikke utgjør en marginal endring, men at de to alternativene representerer ytterpunktene for hele det variasjonsområdet i tjenesteytingen som kan tilskrives bosettingsmønsteret. Resultatene viser derfor at bosettingsmønsteret har

Figur 4.6. Ytelsesindeks og andel null-registreringer etter kommune (bydel)



forholdsvis beskjeden effekt på de samlede ytelsene av direkte hjelp på kommunenivå.

Ved måling av ytelsesindeksen oppstår det et problem som skyldes mangelfull registrering av timer direkte hjelp til brukere av hjemmetjenester i en del kommuner. Som tidligere nevnt er det i GERIX ikke skilt mellom brukere som faktisk får null timer direkte hjelp per uke og brukere med manglende opplysninger for direkte hjelp. Vi finner derfor en tendens til at ytelsesindeksen avtar med andelen brukere som er registrert med null timer per uke. Denne sammenhengen er vist i figur 4.6. De tre bydelene i Bergen samt Hattfjelldal kommune skiller seg ut med en andel null-registreringer på over 50 prosent, noe som skyldes mangelfull registrering. Dette gir lave verdier på ytelsesindeksen, og må betraktes som målefeil. For mange av null-registreringene vil trolig modellprediksjonene ligge betydelig nærmere den faktiske ytelsen enn det som er rapportert inn av kommunene.

Blant kommuner med få null-registreringer er det Tokke kommune som skiller seg ut med et høyt nivå på ytelsesindeksen. En ytelsesindeks på 1,66 kan tyde på at Tokke har en relativt høy standard på tjenestetilbudet, utover det som skyldes at Tokke også har en høy verdi på rammeindeksen. Eidsvoll kommune har bare 2 prosent null-registreringer, og en ytelsesindeks på 0,91. Dette tyder på en relativt lav standard på tjenestetilbudet i Eidsvoll, etter at vi har tatt hensyn til

sammensetningen av mottakere og de økonomiske rammebetingelsene. For å få mer utbytte av ytelsesindeksen vil det være ønskelig med en mer fullstendig registrering av ytelsene til mottakerne i GERIX.

5. Avsluttende merknader

Brukerne av pleie- og omsorgstjenestene er forskjellige, og det er derfor forskjeller i hvor mye hjelp de trenger. Det er vanlig å benytte begreper som pleietyngde og pleiebehov for å beskrive de ulike brukerne. For å klargjøre diskusjonen vil det være nyttig å gi disse begrepene en presis definisjon, og det vil også være av interesse om det lar seg gjøre å gi et anslag målt i timer per uke på pleietyngden og pleiebehovet til hver enkelt bruker. Når vi ønsker å måle variasjoner i pleietyngde eller pleiebehov, må vi ta stilling til et valg mellom ulike standarder for tjenesteytingen. Vi står overfor et normativt spørsmål om hvordan ulike kjennetegn ved brukerne skal vektlegges ved vurderingen av pleiebehovet. Valget av vektorer vil følgelig være kontroversielt. Dette gjelder også for slike standarder som er nedfelt i lovverket og/eller som blir benyttet av kommunene. Standarder som har fått gjennomslag i praksis kan imidlertid ses på som et uttrykk for samfunnets framherskende normer og verdier.

Denne rapporten utvikler og anvender en tilnærming hvor standarder for tjenesteytingen og vektleggingen av ulike brukergrupper blir avledet fra den observerte atferden til kommunene. Vi benytter en empirisk modell for å identifisere kommunenes egne vurderinger og vektlegging av ulike kjennetegn ved brukerne. De rikholdige dataene i GERIX gir et grunnlag for å tallfeste brukernes pleietyngde og pleiebehov, selv om informasjonen ikke gir en fullstendig beskrivelse av alle relevante trekk ved brukerne som kan påvirke tjenestetilbudet. Et eksempel på manglende informasjon er at noen brukere kan kreve ekstra mye oppmerksomhet (ev. bruk av tvang) fra pleiepersonalet pga. utagering eller voldelig atferd. Det foreligger ikke opplysninger om slike forhold i GERIX.

Målemetodene i denne rapporten er avledet fra en teori for kommunenes atferd, og basert på en empirisk modell som tallfester betydningen av ulike teoretiske sammenhenger. Når pleietyngde og pleiebehov blir simulert ved hjelp av denne modellen, utnytter vi både informasjon om mottakerne og om kommunenes ressursbruk til å beregne et standardisert tjenestetilbud. Det er dermed tatt hensyn til relevant informasjon om brukerne langs mange ulike

dimensjoner. I den empiriske analysen blir det også kontrollert for variasjoner i de økonomiske rammebetingelsene til kommunene, men det standardiserte tjenestetilbudet for hver bruker er definert uavhengig av hvilken kommune som produserer tjenestene.

Etter å ha simulert pleietyngden og pleiebehovet målt i timer per uke for hvert individ, kan vi ved summering over mottakere beregne en samlet pleietyngde og et samlet pleiebehov for hver kommune. Dette gir et aggregert mål på behovet for hjemmetjenester i hver kommune. Det normerte behovet kan betraktes som et standardisert nivå på produksjonen. Slike standarder for tjenesteytingen er nyttige for å beskrive betingelsene for tjenesteyting i ulike kommuner. Disse standardene tar ikke bare hensyn til antall brukere og sammensetningen av brukere på ulike grupper, men også til brukernes funksjonsevne, deres tilgang på privat hjelp, og til samspillseffekter mellom ulike behovsfaktorer. All denne informasjonen er oppsummert gjennom simulering og aggregering av pleiebehovet.

Hvis vi ikke hadde estimert en empirisk modell, måtte vi i stedet ha brukt mange ulike indikatorer for å beskrive produksjonsbetingelsene på kommunenivå, f.eks. gjennomsnittet for hver av funksjonsevnevariablene, andel psykisk utviklingshemmete, gjennomsnittlig tilgang på privat hjelp osv. Vi ville da blant annet ha manglet informasjon om at tilgangen på privat hjelp først og fremst påvirker tilbudet til de psykisk utviklingshemmete, og vi ville ikke kunne ta hensyn til de samspillseffektene som gjør seg gjeldende. Modellsimulering av ytelsene gir en felles måleenhet for produksjonen (timer per uke), og den tilgjengelige informasjonen kan dermed utnyttes på en effektiv måte til å beregne et produktmål. Dette gir et alternativ til metodene som benyttes av Kalseth og Magnussen (1995), der brukerne av pleie- og omsorgstjenestene blir delt inn i grupper som er forholdsvis homogene. Vår tilnærming kan ses på som en raffinering av deres framgangsmåte. Den viktigste forskjellen er at metodene i denne rapporten utnytter sammenhenger som er avledet fra økonomisk teori.

Utover et beskrivende øyemed kan slike mål for standardisert tjenesteyting bli brukt som ledd i analyser av kvalitet og effektivitet i kommunale pleie- og omsorgstjenester. Hensikten er da å utnytte tilgjengelig informasjon i GERIX gjennom en integrert analyse av data på individnivå og kommunenivå. Det anslåtte pleiebehovet fanger opp mer informasjon enn antall brukere, som tidligere er brukt som produktmål for pleie- og omsorgstjenestene (Se Erlandsen m.fl. (1997)). Hvis det rapporterte tjenestetilbudet for en kommune avviker relativt mye fra det normerte pleiebehovet, kan dette enten ha sammenheng med kvalitetsforskjeller i tjenesteytingen eller målefeil i rapporteringen. Resultater fra analysene i denne rapporten kan altså brukes til å avdekke slike forhold som fortjener spesiell oppmerksomhet i videre analyser av effektivitet. For å utnytte disse mulighetene vil det imidlertid være en fordel om flere (og helst alle) kommuner kan delta i rapporteringen gjennom GERIX. Det vil også være ønskelig med en mer fullstendig registrering av direkte hjelp, slik at en unngår målefeil som skyldes mangelfull registrering av ytelsene. Metodene i denne rapporten gjør det imidlertid mulig å beregne pleietyngde og pleiebehov også for de brukerne hvor det er manglende opplysninger om antall timer direkte hjelp per uke. Underrapporteringen av produksjonen får vi korrigert for når vi beregner pleiebehovet, siden pleiebehovet avhenger av ulike individspesifikke kjennetegn som er mer fullstendig innrapportert i GERIX enn hva som er tilfelle for ytelsen av direkte hjelp.

Den empiriske analysen ovenfor omfatter bare brukere av hjemmetjenester. Beboere i institusjoner er holdt utenfor, fordi disse GERIX-dataene synes å ha lavere kvalitet enn dataene for hjemmetjenester. Den lavere datakvaliteten skyldes trolig problemer med å fordele timeverk i institusjoner på individuelle brukere. Det ble gjort noen foreløpige modellestimeringer for beboere i institusjoner, og det viste seg at disse estimeringene ga lav forklaringskraft, med R^2 på 0,11. Til sammenlikning er R^2 lik 0,55 i modellene for hjemmetjenester. Modellen estimert for hjemmetjenester kan imidlertid brukes til å simulere pleietyngden til beboerne i institusjoner. Vi antar da at det ikke er spesielle problemer med å rapportere funksjonsevnen til beboerne i institusjoner. Dette gir en standardisert ytelse for hver beboer som tilsvarer pleietyngden for en eldre, aleneboende mottaker av hjemmetjenester som ikke er psykisk utviklingshemmet. Hvorvidt dette gir et fullstendig produktmål for institusjoner kan diskuteres, men det vil trolig være nyttig som et supplement til å benytte kun antallet beboere. For øvrig viser vi til Edvardsen m.fl. (2000) som gir en effektivitetsanalyse basert på resultatene fra våre beregninger av pleietyngde og pleiebehov.

En annen mulig anvendelse av modellen for individuelle ytelser kan være aktuell hvis myndighetene ønsker

å gå over til stykkprisfinansiering av hjemmetjenester. Da kan modellen brukes til å avlede kostnadsvekter for ulike brukere avhengig av pleietyngde og/eller pleiebehov. Slike kostnadsvekter brukes allerede i finansieringen av sykehus, der vektene er beregnet for ulike diagnoserelaterte grupper (DRG). Et argument for stykkprisfinansiering av sykehus har vært at dette kan bidra til effektivisering av produksjonen. Sykehusene blir da premiert i forhold til hvor mye de produserer. Dette forutsetter imidlertid at sammenvektingen av pasienter i ulike diagnosegrupper gir et godt produktmål. Vektene i DRG-systemet er basert på informasjon fra Haukeland sykehus samt sykehus i USA. Som et alternativ til metodene som brukes i DRG-systemet er det interessant å vurdere en modellbasert tilnærming som utnytter et mer omfattende data-materiale. De rikholdige dataene i GERIX gir muligheter for en slik tilnærming innenfor hjemmetjenester.

Referanser

Andersen, A.S. (1997): GERIX-data: Gir de grunnlag for å vurdere inntektssystemet for kommunene? Notater 97/24, Statistisk sentralbyrå.

Behrman, J.R. og S.G. Craig (1987): The Distribution of Public Services: An Exploration of Local Governmental Preferences, *The American Economic Review* 77, 37-49.

Borge, L.-E., og J. Rattsø (1995): Demographic Shift, Relative Costs and the Allocation of Local Public Consumption in Norway, *Regional Science and Urban Economics* 25, 589-598.

Edvardsen, D.F., F.R. Førund og E. Aas (2000): *Effektivitet i pleie- og omsorgssektoren*, kommer som rapport fra Frischsenteret.

Engebretsen, Ø. (1998): *Nytt kriterium for bosettingsmønster i inntektssystemet*, TØI Rapport 389/1998, Transportøkonomisk institutt.

Erlandsen, E., F.R. Førund, E. Hernæs og S.B. Waalen (1997): *Effektivitet, kvalitet og organisering av pleie- og omsorgssektoren i norske kommuner*, Rapport 91/97, SNF.

Heshmati, A. og G. Ljunggren (1999): Determinants of Production and Cost in Swedish Short Term Geriatric Rehabilitation, *RISEC* 46, 325-354.

Kalseth, J. og J. Magnussen (1995): GERIX - styringsdata for pleie og omsorgssektoren, SINTEF - NIS.

Langørgen, A. (1997): Faktorer bak variasjoner i kommunal ressursbruk til pleie og omsorg, Notater 97/35, Statistisk sentralbyrå.

Langørgen, A. (1998): *Virkninger av lokalt bosettingsmønster på kostnader i kommunal tjenesteyting*, Rapporter 98/13, Statistisk sentralbyrå.

Langørgen, A. og R. Aaberge (1998): *Gruppering av kommuner etter folkemengde og økonomiske rammebetingelser*, Rapporter 98/8, Statistisk sentralbyrå.

Langørgen, A. og R. Aaberge (1999): A Structural Approach for Measuring Fiscal Disparities, Discussion Paper 254, Statistisk sentralbyrå.

Lie, J.-A.S og L. Solheim (1995): Statistiske mål for funksjonsevne hos brukere av pleie- og omsorgstjenesten, Notater 95/28, Statistisk sentralbyrå.

SHD (1997): Omsorgsboliger - trygghet og selvråderett i sentrum, Sosial- og helsedepartementet.

Shoup, Carl S. (1964): Standards for Distributing a Free Governmental Service: Crime Prevention, *Public Finance* 4, 383-392.

Aaberge, R. og A. Langørgen (1997): Fiscal and Spending Behavior of Local Governments: An Empirical Analysis Based on Norwegian Data, Discussion Paper 196, Statistisk sentralbyrå.

Aas, E. (2000): På leting etter målefeil - en studie av pleie- og omsorgssektoren, Notater 2000/10, Statistisk sentralbyrå.

Tabeller

Tabell A1. Antall brukere i modellpopulasjonen, og summarisk statistikk for residualer etter kommune (bydel)*

Kommune- nummer	Navn	Antall i modell- populasjonen	Residual				Korrelasjon med prediksjon
			Gjennomsnitt	Standardavvik	Minimum	Maksimum	
	Kommuner/bydeler i alt	17437	0,0	8,0	-70,7	135,9	0,00
0123	Spydeberg	116	0,2	8,6	-39,3	35,9	-0,26
0128	Rakkestad	219	-1,4	4,1	-18,6	21,7	-0,49
0213	Ski	306	-1,6	5,9	-31,4	43,4	-0,28
0214	Ås	253	-0,2	4,4	-13,2	28,5	-0,20
0219	Bærum	1495	-0,5	7,9	-66,6	111,6	-0,02
0235	Ullensaker	301	-1,4	3,8	-22,2	25,2	-0,62
0237	Eidsvoll	373	-1,3	8,2	-50,2	52,8	-0,56
0301	Bygdøy/Frogner	692	0,4	5,6	-18,9	31,1	-0,17
0301	Uranienborg/Majorstua	862	-0,2	4,3	-37,9	44,2	-0,40
0301	St. Hanshaugen/Ullevål	708	0,1	5,0	-19,6	42,2	-0,05
0324	Røa	484	-0,3	4,6	-25,0	21,1	-0,39
0418	Nord-Odal	171	0,6	4,9	-28,3	21,2	-0,45
0429	Åmot	135	1,1	7,9	-20,6	71,2	0,28
0501	Lillehammer	342	-0,3	12,1	-70,7	125,6	-0,15
0514	Lom	12	-4,5	15,6	-41,2	11,1	-0,88
0534	Gran	281	2,0	11,7	-28,2	70,3	0,24
0541	Etnedal	50	-0,5	2,2	-7,0	4,7	-0,26
0602	Drammen	1646	-0,4	7,3	-65,3	71,1	-0,24
0605	Ringerike	672	1,3	12,9	-54,6	124,0	0,42
0701	Borre	488	3,4	14,7	-20,6	113,4	0,32
0826	Tinn	203	-0,8	4,5	-19,5	25,8	-0,39
0833	Tokke	106	2,7	5,7	-6,3	24,4	0,20
0904	Grimstad	278	0,5	7,0	-30,7	57,9	-0,13
0914	Tvedestrand	227	0,5	7,8	-31,2	68,0	-0,15
0919	Froland	73	0,1	5,0	-11,1	17,9	0,14
1002	Mandal	287	0,2	5,8	-23,8	46,1	-0,13
1046	Sirdal	73	-0,4	4,3	-8,3	21,5	0,56
1119	Hå	275	1,4	7,5	-52,8	63,5	-0,31
1127	Randaberg	117	0,0	9,8	-41,4	52,8	0,28
1130	Strand	182	2,4	11,0	-13,6	79,8	0,45
1135	Sauda	146	0,6	8,5	-14,2	76,0	0,31
1142	Rennesøy	68	1,3	5,0	-10,3	13,5	0,03
1201	Løvtakken	476	-1,5	5,6	-42,7	48,5	-0,26
1201	Fyllingsdalen	189	-0,9	3,7	-21,3	20,9	-0,44
1201	Laksevåg	60	-1,7	6,1	-42,0	11,8	-0,78
1216	Sveio	145	0,1	2,5	-9,3	10,2	-0,09
1263	Lindås	232	1,5	7,9	-26,0	60,2	-0,11
1502	Molde	424	1,5	8,2	-19,0	76,3	0,21
1531	Sula	104	5,8	13,9	-32,9	52,4	0,31
1567	Rindal	67	0,2	3,1	-7,6	11,1	-0,23
1601	Sentrum	647	-1,1	9,5	-35,9	135,9	-0,02
1601	Strinda	397	-2,1	8,5	-42,8	80,8	-0,08
1601	Nardo	216	-2,2	4,7	-20,7	20,1	-0,18
1601	Byåsen	386	-2,0	9,6	-54,6	82,4	-0,15
1601	Saupstad	177	-2,7	6,4	-46,6	17,1	-0,62
1601	Heimdal	149	-1,5	9,8	-58,3	51,3	0,13
1702	Steinkjer	514	0,8	5,5	-49,3	36,2	0,00
1703	Namsos	429	0,0	5,4	-32,3	24,3	0,14
1719	Levanger	282	2,5	12,9	-18,9	96,9	0,31
1826	Hattfjellidal	19	-2,3	4,2	-16,1	2,2	-0,82
1860	Vestvågøy	268	0,1	4,7	-22,3	37,1	-0,36
1866	Hadsel	237	1,1	9,0	-12,3	74,5	0,43
1870	Sortland	228	0,4	5,6	-29,0	45,1	-0,19
1925	Sørreisa	149	0,1	4,4	-16,6	22,1	0,03

* Bydelene i Oslo, Bergen og Trondheim er ført opp hhv. under kommunenummer 0301, 1201 og 1601.

Tabell A2. Dekomponering av ytelsene per mottaker etter kommune (bydel)*

Kommune- nummer	Navn	Gjennomsnittlig rapportert ytelse	Gjennomsnittlig pleietyngde	Behovs- indeks	Ramme- indeks	Ytelses- indeks
0123	Spydeberg	8,4	6,1	1,38	0,99	1,01
0128	Rakkestad	5,0	4,9	1,67	0,95	0,65
0213	Ski	4,7	4,9	1,32	1,00	0,72
0214	Ås	7,8	4,6	1,74	1,01	0,96
0219	Bærum	7,6	4,0	1,81	1,06	1,00
0235	Ullensaker	3,1	4,3	1,16	0,99	0,62
0237	Eidsvoll	7,3	5,2	1,60	0,98	0,91
0301	Bygdøy/Frogner	3,5	2,8	1,31	0,86	1,12
0301	Uranienborg/Majorstua	2,7	2,3	1,49	0,86	0,93
0301	St. Hanshaugen/Ullevål	3,4	3,1	1,28	0,87	1,00
0324	Røa	4,0	4,2	1,13	0,89	0,96
0418	Nord-Odal	11,3	5,0	1,95	0,97	1,18
0429	Åmot	8,1	4,3	1,65	1,01	1,14
0501	Lillehammer	7,0	5,1	1,43	0,98	0,97
0514	Lom	2,4	2,4	1,56	0,95	0,67
0534	Gran	13,1	5,9	1,67	0,97	1,38
0541	Etnedal	7,1	4,2	1,61	1,01	1,02
0602	Drammen	4,5	3,5	1,46	1,01	0,88
0605	Ringerike	8,8	4,4	1,69	0,99	1,20
0701	Borre	11,6	5,2	1,59	1,00	1,42
0826	Tinn	5,6	3,9	1,41	1,08	0,94
0833	Tokke	8,3	3,4	1,32	1,10	1,66
0904	Grimstad	8,0	4,4	1,53	1,00	1,20
0914	Tvedestrand	3,6	3,1	1,30	1,04	0,85
0919	Froland	7,1	5,1	1,32	0,97	1,08
1002	Mandal	6,5	5,2	1,48	1,00	0,84
1046	Sirdal	4,2	2,1	1,80	1,44	0,79
1119	Hå	9,1	3,4	2,19	1,03	1,19
1127	Randaberg	10,4	5,4	1,83	1,01	1,04
1130	Strand	11,1	5,0	1,71	1,02	1,27
1135	Sauda	6,2	4,7	1,29	1,04	0,96
1142	Rennesøy	5,4	3,5	1,09	0,98	1,43
1201	Løvestakken	2,0	4,2	1,32	1,04	0,35
1201	Fyllingsdalen	0,9	3,2	1,58	1,04	0,18
1201	Laksevåg	1,7	3,6	1,56	1,04	0,28
1216	Sveio	4,5	3,3	1,41	0,99	0,99
1263	Lindås	9,5	5,7	1,50	0,99	1,13
1502	Molde	11,1	5,6	1,40	1,01	1,40
1531	Sula	12,2	5,7	1,48	1,01	1,42
1567	Rindal	3,5	3,5	1,07	0,99	0,97
1601	Sentrum	5,9	5,6	1,30	1,01	0,80
1601	Strinda	5,0	6,6	1,25	1,01	0,60
1601	Nardo	5,3	5,5	1,43	1,01	0,67
1601	Byåsen	8,5	6,9	1,34	1,01	0,91
1601	Saupstad	4,3	5,6	1,47	1,01	0,52
1601	Heimdal	7,9	7,4	1,62	0,99	0,67
1702	Steinkjer	9,5	4,8	1,51	1,00	1,33
1703	Namsos	8,8	5,8	1,41	1,00	1,08
1719	Levanger	10,6	7,0	1,37	0,99	1,12
1826	Hattfjell	1,7	3,3	1,57	1,07	0,32
1860	Vestvågøy	4,2	2,6	1,31	1,00	1,20
1866	Hadsel	8,7	4,1	1,62	1,01	1,29
1870	Sortland	7,4	4,3	1,71	1,00	1,01
1925	Sørreisa	7,6	4,0	1,78	1,00	1,06
	Gjennomsnitt	6,6	4,5	1,50	1,01	0,97

* Bydelene i Oslo, Bergen og Trondheim er ført opp hhv. under kommunenummer 0301, 1201 og 1601.

Tabell A3. Summarisk statistikk for respons- og forklaringsvariable over mottakere i modellpopulasjonen*

Variabel	Symbol	Gjennomsnitt	Standardavvik	Minimum	Maksimum
Timer direkte hjelp per uke	q	5,5	11,90	0,02	168,00
Snitt 1 (Toalett, spising, av/påkledning)	s ₁	0,26	0,57	0,00	3,00
Snitt 2 (Mobilitet, hygiene, matlaging)	s ₂	0,75	0,74	0,00	3,00
Snitt 3 (Rengjøring, innkjøp)	s ₃	1,74	0,88	0,00	3,00
Snitt 4 (Kognitiv funksjonsevne)	s ₄	1,43	0,65	0,00	3,00
Snitt 5 (Psyko-sosial funksjonsevne)	s ₅	1,53	0,68	0,00	3,00
Tilgang på privat hjelp	t ₁	1,09	1,04	0,00	3,00
Aleneboende	t ₂	0,74	0,44	0,00	1,00
Psykisk utviklingshemmet	t ₃	0,03	0,18	0,00	1,00
Yngre enn 67 år	t ₄	0,18	0,38	0,00	1,00
Bosatt tettbygd	v	0,92	0,39	0,00	1,00
Frie disponible inntekter per innbygger	y	3,040	3,258	-1,047	31,701

* Antall mottakere i modellpopulasjonen er 17437. De fem snittene og tilgangen på privat hjelp er transformert slik at de varierer mellom verdiene 0 og 3. Inntektsvariabelen er målt i 1000 kroner per innbygger og har samme verdi for alle mottakere i samme kommune, der mottakere i Oslo er holdt utenfor.

De sist utgitte publikasjonene i serien Rapporter

Recent publications in the series Reports

Merverdiavgift på 23 prosent kommer i tillegg til prisene i denne oversikten hvis ikke annet er oppgitt

- 99/16 B. Aardal, H. Valen og I. Opheim: Valgundersøkelsen 1997: Dokumentasjonsrapport. 1999. 109s. 165 kr inkl. mva. ISBN 82-537-4699-7
- 99/17 A. Benedictow: Norsk eksport av metaller. 1999. 47s. 125 kr inkl. mva. ISBN 82-537-4701-2
- 99/18 F. Gundersen: Produksjon av svalbardstatistikk: Begrensninger og muligheter. 1999. 34s. 125 kr inkl. mva. ISBN 82-537-4702-0
- 99/19 P. Rees, L. Østby, H. Durham og M. Kupiszewski: Internal Migration and Regional Population Dynamics in Europe: Norway Case Study. 1999. 60s. 140 kr inkl. mva. ISBN 82-537-4703-9
- 99/20 B.K. Wold og J. Grave: Poverty Alleviation Policy in Angola, Pursuing Equity and Efficiency. 1999. 94s. 140 kr inkl. mva. ISBN 82-537-4704-7
- 99/21 T.N. Evensen: Turismens betydning for norsk økonomi: Satellittregnskap for turisme 1988-1995. 1999. 64s. 140 kr inkl. mva. ISBN 82-537-4707-1
- 99/22 A.C. Bøeng og R. Nesbakken: Energibruk til stasjonære og mobile formål per husholdning 1993, 1994 og 1995: Gjennomsnittstall basert på forbruksundersøkelsen. 1999. 59s. 140 kr inkl. mva. ISBN 82-537-4710-1
- 99/23 T. Eika og K. Moum: Aktivitetsregulering eller stabil valutakurs: Om pengepolitikens rolle i den norske oljeøkonomien. 1999. 42s. 125 kr inkl. mva. ISBN 82-537-4709-8
- 99/24 T. Bye, J. Larsson og Ø. Døhl: Klimagasskvoter i kraftintensive næringer: Konsekvenser for utslipp av klimagasser, produksjon og sysselsetting. 1999. 34s. 125 kr inkl. mva. ISBN 82-537-4719-5
- 99/25 S. Todsen: Kvartalsvis nasjonalregnskap - dokumentasjon av beregningsopplegget. 1999. 81s. 140 kr inkl. mva. ISBN 82-537-4720-9
- 99/26 B. Bye, E. Holmøy og B. Strøm: Virkninger på samfunnsøkonomisk effektivitet av en flat skattereform: Betydningen av generelle likevektseffekter. 1999. 40s. 125 kr inkl. mva. ISBN 82-537-4721-7
- 1999/27 H.K. Reppen og E. Rønning: Barnefamiliers tilsynsordninger, yrkesdeltakelse og bruk av kontantstøtte våren 1999: Kommentert tabellrapport. 1999. 132s. 165 kr inkl. mva. ISBN 82-537-4726-8
- 1999/28 A.K. Enge: Kvalitetsendring i byggearealstatistikken - årsaker og konsekvenser. 1999. 31s. 125 kr inkl. mva. ISBN 82-537-4727-6
- 1999/29 M.V. Dysterud, E. Engelién og P. Schøning: Tettstedsavgrensning og arealdekke innen tettsteder: Metode og resultater. 1999. 81s. 140 kr inkl. mva. ISBN 82-537-4734-9
- 1999/30 M. Takle, A. Bjørsvik, R. Jensen, A. Kløvstad og K. Mork: Kontroll av kvaliteten på to kjennemerker i GAB-registeret: Bruk av GIS for analyse og presentasjon. 1999. 46s. 125 kr inkl. mva. ISBN 82-537-4736-5
- 1999/32 A. Bruvoll og K. Ibenholt: Framskrivning av avfallsmengder og miljøbelastninger knyttet til sluttbehandling av avfall. 1999. 34s. 125 kr inkl. mva. ISBN 82-537-4740-3
- 1999/33 J.-E. Lystad: Nordmenns ferievaner 1998. 1999. 62s. 140 kr inkl. mva. ISBN 82-537-4741-1
- 1999/34 Ø. Andresen: Organisasjonsdeltakelse i Norge fra 1983 til 1997. 1999. 52s. ISBN 82-537-4743-8
- 1999/35 J. Lyngstad: Studenters inntekt og økonomiske levekår. 1999. 37s. 125 kr inkl. mva. ISBN 82-537-4746-2
- 1999/36 T.W. Bersvendsen, J.L. Hass, K. Mork og R.O. Solberg: Ressursinnsats, utslipp og rensing i den kommunale avløpssektoren, 1998. 1999. 77s. 140 kr inkl. mva. ISBN 82-537-4747-0
- 1999/37 T. Martinsen: Avanseundersøkelse for detaljhandel. 55s.