

Tove Midtsundstad, Espen Dahl og Anne Britt Djuve

Jakten på storbyfaktoren

En analyse av sosialhjelpsforbruket i Norge

Fafo-rapport 319

© Forskningsstiftelsen Fafo 1999
ISBN 82-7422-296-2

Omslag: Premraj Sivasamy
Trykk: Centraltrykkeriet AS

Innhold

Kapittel 1 Innledning	7
1.1 Kort om det teoretiske utgangspunktet	9
1.2 Metode	10
1.3 Datakilder	12
1.4 Gangen i rapporten	13
 Kapittel 2 Variasjon i utgifter til økonomisk sosialhjelp	
1993–1997	15
2.1 Utgifter til økonomisk sosialhjelp – sammensetning	16
2.2 Forskjeller i utgifter til økonomisk sosialhjelp	17
2.3 Forskjeller i antall stønadstilfeller	18
2.4 Forskjeller i stønadsbeløp per sosialhjelpstilfelle	20
2.5 Forskjeller i stønadssatser	21
2.6 Forskjeller i antall langtidsmottakere	23
2.7 Oppsummering	24
 Kapittel 3 Teoretiske tilnærminger og tidligere forskning	27
3.1 Teoretiske perspektiver	27
3.2 Teorier om sosialhjelpsforbruk	28
3.3 Et sveip over tidligere forskning	34
3.4 Storbyer, levekårsproblemer og hopning	38
3.5 Sammenfatning	39
 Kapittel 4 Lavekår og sosialhjelp – en analyse av	
Levekårsundersøkelsen 1995	41
4.1 Data og metode	42
4.2 Resultater	43
4.3 Oppsummering og diskusjon	47

Kapittel 5 Kommunale variasjoner i sosialhjelpsutgifter	51
5.1 Tidligere analyser	52
5.2 Utvalg, variabler og framgangsmåte	54
5.3 Trinn 1: Hovedstadseffekt, storbyeffekt og/eller befolkningseffekt? ..	57
5.4 Rattsøutvalgets kostnadsnøkler – endrer de befolknings- og storbyeffektene?	59
5.5 Langørgens modeller – får vi de samme resultatene som i 1993?	60
5.6 «Vår» modell	64
5.7 Sosialhjelp per klient og sosialhjelpsklienter per innbygger	69
5.8 Sammenfatning	71
 Kapittel 6 Analyse av kommunale og bydelsvise (Oslo) variasjoner i sosialhjelpsutgifter	 75
6.1 Modellspesifikasjon og estimeringsmetode	75
6.2 Trinn 1: Befolkningseffekten uten kontroll for øvrige variabler	76
6.3 Trinn 2: Kontroll for Rattsøutvalgets kriterier	77
6.4 Trinn 3 og 4: Langørgens og Rongens modeller	79
6.5 Bydelsanalysers relevans for fordeling mellom kommuner	81
6.6 Estimerte effekter for storbyene	82
6.7 Oppsummering	87
 Kapittel 7 Oppsummering og konklusjon	 89
7.1 Hva påvirker sosialhjelpsbruken på individ-/husholdsnivå?	89
7.2 Hva påvirker utgiftene til økonomisk sosialhjelp på kommune- og bydelsnivå?	90
7.3 Hvorfor får vi avvik mellom analysene på individnivå og aggregert nivå?	93
7.4 Finnes det en storbyeffekt?	94
7.5 Fra modell til utgifter	95
7.6 Konklusjon	96
 Litteratur	 99
Vedlegg 1 Analysene i tilknytning til kapittel fire	103
Vedlegg 2 Variabeldefinisjoner og analyser i tilknytning til kapittel fem	109
Vedlegg 3 Eksaminering av regresjonsresultatene	129
Vedlegg 4 Analyser i tilknytning til kapittel seks	131

Forord

Analysene av variasjonene i sosialhjelpsnivå mellom storbyer og andre kommuner er initiert av kommunene Oslo, Bergen, Stavanger og Trondheim, og knyttet til «Program for storbyrettet forskning», som er et samarbeid mellom KS forskning og de fire storbyene.

Prosjektet er designet av Torkel Bjørnskau, som var prosjektansvarlig fram til han sluttet på Fafo i juni 1998. Stafettpinnen ble da overtatt av Anne Britt Djuve, som hadde prosjektlederansvaret fram til høsten 1999. Tove Midtsundstad har hatt hovedansvar for innsamling og tilrettelegging av datamaterialet, samt gjennomføring og slutføring av prosjektet fra månedsskiftet januar/februar 1999. Hun har også skrevet hoveddelen av denne rapporten: kapittel en, to og fem, samt kapittel tre og syv i samarbeid med Espen Dahl. Espen Dahl har hatt ansvar for kapittel fire, mens kapittel seks er skrevet av Anne Britt Djuve.

I tillegg til å takke hverandre for et givende samarbeid gjennom noen svært hektiske vårmåneder, vil vi rette spesiell takk til følgende personer for levering av nødvendige datamateriale: Paul Håvard Kvangraven og Nils Henning Gundersen i Oslo kommune, Einar Skjæveland i Stavanger kommune og Andrew Essilfie i Bergen kommune. Videre vil vi takke Astrid Nilsen ved Norsk Samfunnsvitenskapelig Datatjeneste for hjelp med tilrettelegging av data fra Kommunedatabasen, samt en rekke personer ved SSBs ulike fagkontorer, som har framskaffet data på kommune- og bydelsnivå; blant annet Ingunn Helde, Vidar Pedersen, Øyvind Rustad og Andreas Krüger. Vi vil også takke Nghiem Truong ved Utlendingsdirektoratet som har tilrettelagt data om flyktningebefolkningen i kommunene.

Vi vil også takke Torkel Bjørnskau, Axel West Pedersen og Tor Dølvik for gode og reflekterte kommentarer til et rapportutkast, samt publikasjonsseksjonen ved Fafo, som har ferdigstilt rapporten.

Oslo, august 1999

Tove Midtsundstad
Espen Dahl
Anne Britt Djuve



Kapittel 1 Innledning

På tross av svingningene i sosialhjelpsutgiftene fra tiår til tiår viser sosialhjelpsstatistikken relativt stabile forskjeller i utgiftsnivået mellom kommuner etter innbyggertall. I Oslo i 1997 var gjennomsnittlig utbetaling per klient 37 000 kroner. Det er nesten dobbelt så mye som gjennomsnittet for landet for øvrig. I Oslo koster også sosialhjelpen rundt 1900 kroner per innbygger, mens gjennomsnittet for landet ellers er litt over 600 kroner. I Bergen, Trondheim og Stavanger, som også kan betraktes som storbyer i norsk målestokk, er de gjennomsnittlige sosialhjelpsutgiftene også høyere enn for landsgjennomsnittet. Som vi skal se i kapittel to har de likevel ikke et så klart «storbystempel» som Oslo, da det også finnes en rekke andre kommuner og byer med et like høyt utgiftsnivå.

Hva skyldes så disse utgiftsvariasjonene i tid og rom? Etter den kraftige stigningen i sosialhjelpsutgiftene på 1980-tallet vet vi temmelig mye om årsakene til variasjonene over tid – det vil si veksten i utgiftsnivået (se blant annet Hansen og Terum 1992, Toresen 1993 og Brevik 1995). Den skyldtes først og fremst en økning i antall klienter som følge av flere enslige forsørgere og flere flyktninger og innvandrere. Det vil si grupper som tradisjonelt har et høyere sosialhjelpsbehov enn den øvrige befolkningen. I tillegg bidro den økte arbeidsledigheten mot slutten av 1980-tallet til økt etterspørsel etter sosialhjelp.

Når det gjelder forskjellene i rom – mellom kommuner, og da spesielt storbyer og landkommuner –, er forskningsresultatene langt mer sparsomme (Breivik 1989, Toresen 1993, Langørgen 1995 og Rongen 1996). Variasjonen har i første rekke vært forklart ved demografiske og sosioøkonomiske forskjeller i kommunenes befolkning. I tillegg har en erkjent at sosialkontorenes utbetalingspraksis og tildelingskriterier, samt befolkningens terskel for å søke sosialhjelp, i seg selv kan ha betydning. Disse forholdene har likevel ikke vært en del av de tidligere analysene, selv om enkeltundersøkelser har vist deres berettigelse (se blant annet Fürst og Høverstad 1999).

Ser vi på forskjellen mellom storbyer og distriktskommuner, fokuseres det gjerne på urbaniseringsmekanismene. Urbanisering fremmer en annen demografisk og sosioøkonomisk befolkningssammensetning i byene enn i distriktene, da storbyer trekker til seg bestemte befolkningssegment i kraft av å være storbyer. Urbanisering kan også bidra til at større grupper mister sitt nære sosiale sikkerhetsnett (familie) og blir mer avhengige av egne ressurser, og dermed også mer sårbare. Storbyer

kjennetegnes i tillegg av store innbyrdes levekårsforskjeller og en langt større opphopning av levekårsproblemer både hos enkeltindivider, hos enkeltgrupper og i enkeltbydeler (Djuve, Hagen og Vogt 1994). Dette er forhold som forsterkes av strukturelle trekk, som høye boligpriser, som gjerne blir resultatet når mange, eller «for mange», ønsker å bo på et begrenset areal.

I de tidligere kostnadsnøklerne for fordeling av midler til ulike kommunale tjenester fantes et eget storbytillegg, som skulle ta hensyn til storbyenes antatte merutgifter. I Rattsøutvalget ble det foreslått å fjerne disse tilleggene samt å gå bort fra de rene alderskriteriene.¹ En mente at det i stedet burde legges vekt på sosiale forhold som behovsutførelse faktor. Valg av nye nøkler ble gjort på bakgrunn av Statistisk sentralbyrås analyser av variasjonen i kommunenes faktiske utgifter til økonomisk sosialhjelp for budsjettåret 1993 (Langørgen 1995). Disse analysene viste at antallet arbeidsledige, antall skilte og separerte, og antall innvandrere var viktige bakenforliggende faktorer som forklarte variasjonen i sosialhjelpsutgifter. Disse ble da også valgt som kostnadsnøkler, eller nærmere bestemt: *Antall arbeidsledige 16–59 år, hvor arbeidsledige 25 år og over inngår med 1/3 vekt, antall skilte eller separerte i alderen 16–59 år og antall innbyggere med fjernkulturell bakgrunn som har vært bosatt i landet i mer enn 5 år.*²

Senere er det kommet studier som reiser tvil om disse konklusjonene (se Rongen 1996: 19–21), og om det ikke tross alt er berettiget med et eget tillegg til de største byene. Det hevdes at SSBs analyser har klare metodiske svakheter,³ som når de kontrolleres for gir en statistisk sikker storbyeffekt så vel som hovedstadseffekt.

¹ Før Rattsøutvalget var kostnadsnøkkelene for sosialtjenesten, i tillegg til storbytillegget og andelen sosialhjelpstilfeller, bygd opp av befolkningskriterier, som fanget opp hvilke aldersgrupper som var brukere av tjenesten. Kriteriet andelen sosialhjelpstilfeller er blitt kritisert. Etter manges mening kan det i for stor grad påvirkes av kommunenes egne disposisjoner. Dessuten fanger det ikke opp forskjeller i stønad per tilfelle. Dette tilsier at kostnadsnøkkelene undervurderer utgiftsbehovet i de største byene, hvor blant annet boligene er høye.

² I operasjonaliseringen av kriteriene er det imidlertid også tatt høyde for at det er de yngste arbeidsledige som gir størst utslag på sosialhjelpsutgiftene, og at sosialhjelpsutgiftene til innvandrere til dels dekkes gjennom et særskilt integreringstilskudd. Med henvisning til Solidaritetsalternativet i sysselsettingspolitikken mener utvalget at det vil kunne være uheldig å innføre kriterier i inntektssystemet som kan svekke kommunenes motivasjon i arbeidet med å øke sysselsettingen og få arbeidsledige tilbake i ordinært arbeid. Dette gjelder i første rekke ledighetsandelen. Utvalget foreslo likevel å legge kriteriet inn i kostnadsnøkkelene da de av såkalte politiske og økonomiske grunner ikke tror at det har vesentlig betydning for kommunenes satsing på å stimulere sysselsettingen.

³ Rongen viser blant annet at forutsetningen om homoskedastisitet (jf vedlegg tre) ikke er oppfylt og kontrollerer for dette i sine reanalyser.

Vi ønsker ikke direkte å ta del i diskusjonen om berettigelsen av et eget storbytillegg her, selv om storbyfaktoren står i fokus. Vårt anliggende er å forsøke å videreutvikle de foreliggende analysene ved i første rekke å dra veksler på levekårsforskningen. Vi ser spesielt på forskjellene mellom Oslo, som landets kanskje eneste storby, og andre kommuner. Vår problemstilling er:

Hvilke årsaker ligger til grunn for at utgiftene til økonomisk sosialhjelp er vesentlig høyere per innbygger i storbyene i forhold til distriktskommuner?

1.1 Kort om det teoretiske utgangspunktet

Det er minst tre hovedhypoteser som kan lanseres som mulige forklaringer på utgiftsvariasjonen mellom storbyene og andre kommuner:

- Forskjellene i utgifter gjenspeiler forskjeller i *levestandard og behov*.
- Forskjellene i utgifter gjenspeiler forskjeller i *sosialkontorenes utbetalingspraksis*.
- Forskjellene i utgifter gjenspeiler *forskjeller i befolkningens etterspørsel etter økonomisk sosialhjelp*.

Disse tre hypotesene er ikke gjensidig utelukkende, og sannsynligvis kan alle bidra til å forklare variasjonene i sosialhjelpsutgiftene. Skjematisk kan en tenke seg følgende modell for utgiftsvariasjonene:

Figur 1.1 Modell som viser sammenhengen mellom de tre ulike settene av forklaringsfaktorer og variasjonene i sosialhjelpsutgiftene.⁴

Hypotese A	Hypotese C Hypotese B	Avhengig variabel (1)	Hypotese B	Avhengig variabel (2)
	<i>Filter 1</i>		<i>Filter 2</i>	
Leverkårs- ulempen	Etterspørsel/ «kultur» i befolkningen	Oppsøke sosial- kontor/ motta økonomisk sosialhjelp	Utbetalings praksis/ «kultur»	Utgifter til økonomisk sosialhjelp
Boligpriser Arbeids- marked	Sosial- kontorenes inntakspraksis		ved sosial- kontorene	

⁴ Denne modellen er utformet av tidligere Fafo-forsker Torkel Bjørnskau og inngikk i hans projektskisse (jf forord). Det samme gjelder resonneringen som følger modellen.

Modellen skisserer to problemstillinger: 1) *Hvilke forhold påvirker sannsynligheten for at en person vil oppsøke sosialkontoret for å få økonomisk hjelp i første omgang, og 2) hvilke forhold påvirker kommuners eller distrikters utgifter til økonomisk sosialhjelp?*

Litt forenklet kan en si at egenskaper ved befolkningen, som grad av økonomiske problemer, det at de faller utenfor trygdesystemet, er arbeidsledige osv, kan antas å være viktige faktorer (uavhengige variable) som forklarer sannsynligheten for å ha et sosialhjelpsbehov i utgangspunktet. Men i tillegg bestemmes også antallet sosialhjelpsmottakere av to andre sentrale faktorer: a) I hvilken grad befolkningen faktisk henvender seg til sosialkontoret for å få hjelp når de har et «objektivt» behov, og b) hvor lett det er å få økonomisk sosialhjelp dersom en velger å henvende seg til sosialkontoret.

Neste trinn i modellen viser den antatte sammenhengen mellom antallet mottakere og egenskaper ved disse og utgiftene til sosialhjelp i et bestemt distrikt, eller en bestemt bydel. Toresen (1993) fant at variasjonen i antall sosialhjelpsmottakere i seg selv forklarte om lag 70 prosent av variasjonen i sosialhjelpsutgiftene. De gjenstående 30 prosentene kan skyldes egenskaper ved klientene, for eksempel stønadslengde og så videre, men de kan også skyldes ulikheter ved sosialkontorenes utbetalingspraksis (hypotese B) – forhold som i seg selv kan bidra til å forsterke eller å svekke effekten av antall klienter eller egenskaper ved klientene.

Generelt kan både hypotese B og hypotese C ses som antakelser om at bestemte kjennetegn ved befolkningen og ved sosialkontorene «filtrerer» eller forsterker eller svekker effekten av de uavhengige variablene knyttet til såkalte «objektive» levekårsulemper og forhold ved bolig- og arbeidsmarkedet. Vi vil komme nærmere tilbake til vårt teoretiske utgangspunkt i kapittel tre, hvor vi oppsummerer noen av bidragene fra tidligere forskning.

1.2 Metode

Fafo vil konsentrere sine analyser om hypotese A, det vil si sammenhengen mellom egenskaper ved befolkningen og arbeids- og boligmarkedet og utgifter til økonomisk sosialhjelp. Hypotese B er analysert i et eget delprosjekt (se Fürst og Høverstad 1999).

For å belyse problemstillingen gjennomfører vi to delanalyser på to ulike datasett. I den første analysen (Analyse I) estimeres sammenhengen mellom egenskaper ved befolkningen (blant annet levekår, alder, sivil status og forsørgerbyrde) og sannsynligheten for å bli sosialhjelpsmottaker på *individ- eller husholdsnivå*. Kommunetype eller -størrelse vil her legges inn som en bostedsvariabel knyttet til

hvert individ. I denne delen vil det benyttes en multivariat analyseteknikk (logistisk regresjon) for å finne de isolerte bidragene fra hver variabel. Analysene vil også gjøre det mulig å finne det isolerte bidraget fra kommunetype/-bydel, etter at det er tatt hensyn til de individuelle levekårsforskjellene.

Gjennom analyse I vil vi dermed også kunne estimere de kontrollerte effektene av kommunestørrelse/-distrikt på sannsynligheten for å være sosialhjelpsmottaker. Vi vil dessuten være i stand til å avdekke omfanget av uforklart variasjon, som dels kan tilskrives kulturforskjeller i befolkningen, eller ulike «inntakspraksis» ved sosialkontorene i de ulike distriktene, gitt at det er kontrollert for alle vesentlige sosioøkonomiske variabler i modellen.

Neste skritt er å estimere effektene av ulike kommune-/bydelskjennetegn for variasjonene i sosialhjelpsutgifter (Analyse II). I denne delen vil kommune/bydel være enhet, og de personkennetegnene som ga signifikante bidrag i analyse I, vil bli forsøkt integrert i forklaringsmodellen. Hvis for eksempel kombinasjonen av å være arbeidsledig og under 25 år viser seg å ha en selvstendig signifikant effekt på sannsynligheten for å oppsøke/få hjelp fra sosialkontoret, vil dette legges inn som en variabel på kommune-/bydelsnivå (andel av befolkningen som er < 25 år og arbeidsledig). I analyse II vil vi benytte vanlig lineær regresjonsanalyse, der kommunenes/bydelenes utgifter til økonomisk sosialhjelp (per innbygger) benyttes som avhengig variabel, og kjennetegn ved befolkning, boligpriser m.m. benyttes som uavhengige variable.

En slik to-trinnsanalyse er så vidt vi kjenner til ikke tidligere benyttet. Som regel benyttes variabler basert på data fra sosialhjelpsstatistikken over grupper som er overrepresentert som sosialklienter. Vi vil også benytte slike data her så sant de er tilgjengelige, men slik vi vurderer det, vil det i tillegg være en fordel å finne de utslagsgivende variablene på individ-/husholdsnivå.

Vi vil gjennomføre analyse II i to ulike varianter. For det første vil vi foreta en tradisjonell trinnsvis regresjonsanalyse, hvor vi starter med befolkningsstørrelse i første trinn, så legger til Rattsøutvalgets forslag til kriterier i neste trinn, og videre bygger på modellen med flere uavhengige variabler, kjent fra tidligere analyser, samt eventuelle nye variabler framkommet gjennom analysene av individdataene. Ved å benytte befolkning samt Rattsøutvalgets kriterier i en separat modell, vil vi kunne estimere om det er en storbyfaktor, som ikke fanges opp av Rattsøutvalgets kriterier. En slik effekt vil komme til uttrykk som en signifikant positiv effekt av befolkningsstørrelse etter kontroll for variablene som Rattsøutvalget har foreslått å benytte som kriterier.

For det andre vil vi gjennomføre en tilsvarende analyse, men med bydelene i Oslo som enheter i tillegg til andre kommuner. Som tidligere nevnt fant ikke Rattsøutvalget noen sterk storbyfaktor, selv om senere reanalyser av det samme

datamaterialet påviste dette. Uansett har enkelte studier vist at storbyene har så store variasjoner i befolkningens levekår og etterspørsel etter sosialhjelp, at forhold som har stor betydning i enkeltbydeler forsvinner når en benytter hele byen som enhet. Rongen (1996) har for eksempel påvist at modellens forklaringskraft øker betraktelig når Oslos bydeler entres som selvstendige enheter. For å undersøke om det kan være slike særegne forhold i storbyene som genererer store utgifter, vil også vi foreta analyser med kommuner og bydeler som enhet.

1.3 Datakilder

De skisserte analysene krever to ulike datasett. Til *analyse I* trenger vi individ- eller husholdsdata, hvor vi både har personer/hushold som har mottatt sosialhjelp og personer/hushold som ikke har mottatt slik hjelp. Vi har benyttet Statistisk sentralbyrås levekårsundersøkelse fra 1995 for å analysere sammenhengen mellom individ-/husholdskjennetegn og sannsynligheten for å motta sosialhjelp. Levekårsundersøkelsen er en surveyundersøkelse med et landsrepresentativt utvalg på 4395 personer, hvorav 209 tilhører hushold som har mottatt sosialhjelp (SSB 1996).

Til *analyse II* trenger vi i utgangspunktet data over utgiftene til økonomisk sosialhjelp, samt opplysninger om befolkningen, arbeidsmarked, boligpriser, rusmisbruk, flytting og så videre for alle norske kommuner, samt bydelene i de største byene, Oslo, Bergen, Stavanger og Trondheim. Her har vi imidlertid måttet ta en del forbehold, da tilgjengelige kilder for valg av interessante sosioøkonomiske variabler på kommune- og bydelsnivå langt fra er tilfredsstillende for vårt formål. Mulighetene for å supplere tidligere modeller med nye og teoretisk interessante variabler er derfor begrenset.

Manglene er mest påtakelige når det gjelder data om ulike husholdstypers levekår og inntektsforhold. På disse områdene har vi i Norge nesten utelukkende utvalgsundersøkelser. Disse gjør det ikke mulig å få representative og analyserbare data på kommunenivå. De fleste utvalgsundersøkelsene (for eksempel levekårsundersøkelsen, inntekts- og formuesundersøkelsen, forbruksundersøkelsen og tidsnyttingsundersøkelsen) har for få enheter i utvalget til at dette er mulig. De kilder som finnes for data på kommune- og/eller bydelsnivå er i all hovedsak:

- NSDs kommunedatabase
- SSBs Hjulet (styrings- og informasjonshjulet for helse- og sosialtjenesten i kommunene)
- SSBs regionalstatistikk,

- spesialbestillinger fra SSBs ulike fagkontorer,
- data fra storbyenes egne statistikk kontorer (som i stor grad er spesialbestillinger fra SSB), og
- UDIs flyktningregister

I vår undersøkelse har vi benyttet alle de nevnte kildene i større eller mindre grad. Likevel har vi ikke fått alle de prioriterte faktorene og/eller variablene på plass i modellene, som vi helst har ønsket.⁵ Det redegjøres for øvrig nærmere for data-materialet i kapittel fire og fem og i vedlegg to.

1.4 Gangen i rapporten

I kapittel to ser vi på tall fra driftsregnskapet og sosialhjelpsstatistikken for 1993 til og med 1997. Vi redegjør for de kommunale variasjonene i sosialhjelpsutgifter per innbygger og per klient, antall sosialhjelpstilfeller per innbygger, samt variasjonene i sosialhjelpstakster. Hensikten med denne innledningen er å klargjøre om og mellom hvilke typer av kommuner variasjonene i sosialhjelpsutgifter er mest markert. I tillegg ønsker vi å klargjøre om forskjellene i første rekke skyldes ulikt antall sosialhjelpstilfeller, ulikheter i gjennomsnittlig stønadslengde eller stønadsbehov, eller ulike stønadssatser.

I det tredje kapittelet gir vi en kort gjennomgang av tidligere forskning om årsaker til ulikhet i sosialhjelpsbruk på individ-/husholdsnivå og på kommunalt nivå. Denne gjennomgangen danner grunnlaget for de problemstillinger og de forklaringsmodeller som fokuseres, og dermed også for de analysene vi foretar i de etterfølgende kapitlene.

I kapittel fire analyseres sosialhjelpsbruken på individ- og husholdsnivå med utgangspunkt i levekårsundersøkelsen for 1995. Hovedformålet med analysene er å finne fram til eventuelle nye relevante forklaringsfaktorer, som også kan fungere som indikatorer på kommunalt nivå.

I det femte kapittelet analyseres kommunedataene. Vi starter med å se på sammenhengen mellom kommunenes folketall og sosialhjelpsutgifter. Deretter kontrolleres det for Rattsø-kriteriene, og vi reanalyserer en rekke av de forklaringsmodellene som ble brukt i forbindelse med Rattsøutvalgets analyser (jf Langørgen

⁵ I tillegg til at enkelte typer data rett og slett ikke foreligger, har leveringstiden for enkelte typer spesialbestillinger fra SSBs fagkontorer vært så lang at vi ikke har kunnet dra nytte av dem.

1995). I tillegg trekker vi inn nye antatt relevante indikatorer med basis i levekårsanalysene og tidligere forskning.

I kapittel seks gjennomfører vi dels de samme analysene som i kapittel seks, men med bydelene i Oslo som egne enheter på linje med kommunene. Det er imidlertid klart at tilgjengelige data på bydelsnivå har satt klare begrensninger for hvor omfattende analyser som kan foretas på dette nivået.

I det siste kapittelet oppsummeres analysene, og vi forsøker å drøfte fortrinn og ulemper ved ulike tilnærminger og modeller.

Kapittel 2 Variasjon i utgifter til økonomisk sosialhjelp 1993–1997

Enhver kommune er pålagt å yte innbyggerne sosialhjelp ved behov. Ytelsene er regulert gjennom Lov om sosiale tjenester m.v. av 13.12.1991. Om økonomisk sosialhjelp står det at «de som ikke kan sørge for sitt livsopphold gjennom arbeid eller ved å gjøre krav på økonomiske rettigheter, har krav på økonomisk stønad». (Besl.O. nr. 6 s.3). Hva som skal forstås med «å sørge for sitt livsopphold», er ikke uten videre gitt.¹ Loven gir derfor stort rom for skjønnsmessig behandling. Det innebærer at det kan være betydelige forskjeller over tid både innen, og mellom, ulike bydeler og/eller kommuner når det gjelder nivå og varighet av økonomisk sosialhjelp.

Forskjeller i sosialhjelpsutgifter skyldes likevel ikke bare de skjønnsmessige vurderingene, som blant annet gir seg utslag i ulike tildelingskriterier, sosialhjelpssatser og dermed ulikt faktisk stønadsnivå, men kan i like stor grad relateres til ulikheter som demografi og sosioøkonomiske og kulturelle forhold, som skaper ulik grad av etterspørsel etter økonomisk bistand til livsopphold. Det er da også de sistnevnte forholdene som i særlig grad vil være gjenstand for våre analyser og drøftinger i denne rapporten. Før vi går nærmere inn i analysene, og for å klargjøre problemfeltet, skal vi først kort presentere noen hovedtall for kommunenes faktiske sosialhjelpsutgifter på 1990-tallet. Vi spør:

Hvor store er forskjellene i utgifter til økonomisk sosialhjelp mellom storbyer og andre kommuner, og har de først og fremst sammenheng med ulike klientrater, ulike stønadssatser eller ulikheter i stønadslengde og stønadsbehov?

¹ I Sosialdepartementets Rundskriv I-1/93 er det gjort nærmere rede for hva som skal forstås med begrepet «livsopphold»: «Begrepet livsopphold er ikke entydig, og det er ikke nærmere presisert i loven hvilke utgifter som faller inn under dette begrepet. Loven gir heller ingen veiledning om nivået på den økonomiske hjelpen som skal gis, men det er forutsatt at alle skal sikres et forsvarlig livsopphold. Hva som er forsvarlig livsopphold må avgjøres konkret med bakgrunn i den enkelte søkers situasjon. Gjennom praktisering av tidligere lov om sosial omsorg er kjerneområdet for livsoppholdsbegrepet blitt nærmere avklart. Det er således klart at livsopphold omfatter grunnleggende behov som nødvendig mat, toalett- og rengjøringsartikler, klær, strøm til matlagning og oppvarming, eventuelt brensel, nødvendig innbo og husholdningsartikler, hus- og innboforsikring, TV-lisens, vanlige småutgifter til offentlig kommunikasjon, hårklipp og innkjøp av medisiner, rimelige fritidsaktiviteter og avis samt utgifter til legebesøk og vanlig tannbehandling. Videre inngår utgifter til bolig.» (Sosialdepartementets Rundskriv I-1/93, s.122).

2.1 Utgifter til økonomisk sosialhjelp – sammensetning

De samlede sosialhjelpsutgiftene vil være et produkt av følgende faktorer:

$$\begin{aligned} \text{Samlede utgifter til økonomisk sosialhjelp} &= (\text{Antall klienter}) \\ &* (\text{Antall måneder med stønad}) * (\text{Antall kroner per måned}) \end{aligned}$$

Når det gjelder antall kroner som utbetales til den enkelte klient per måned, er dette en funksjon av de kommunalt fastsatte *stønadssatsene* og klientens *støttebehov*. Stønadssatsene bestemmes av den enkelte kommune, da lov om sosiale tjenester overlater til det kommunale selvstyret å avgjøre hva som er en rimelig inntekt eller rimelige levekår. En av forklaringsfaktorene er derfor delvis politisk bestemt, selv om den faktiske utbetalingen til enkeltklienten også vil påvirkes av kostnadsnivået i kommunen, og da i særlig grad bokostnadene, samt av klientenes inntekt og forsørgelsesbyrde. Det vil for eksempel være store forskjeller mellom hva en hjemmeboende 19-åring trenger, til forskjell fra hva en enslig forsørger med tre barn må ha for å klare seg.

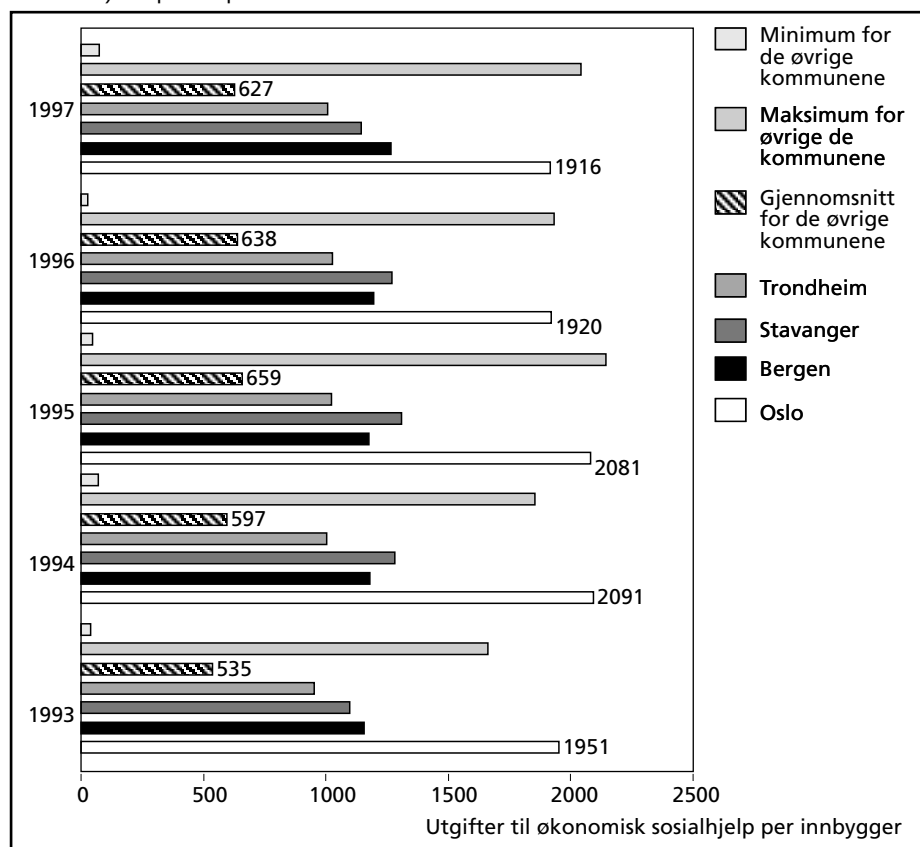
Brevik (1995) analyserte variasjonen i bruk av sosialhjelp i ulike kommuner i 1990. Han fant at både stønadsnivået og stønadslengden økte med kommune-størrelse. Stønadsnivået samvarierte med urbaniseringsgrad og næringstype, og avtok jo mer befolkningen mottok av inntekt fra trygdesystemet. Ifølge hans analyser skyldtes ikke den kommunale variasjonen i sosialhjelpsbruk i første rekke antall, men omfang. Det vil si at utgiftsforskjellene mer hang sammen med andelen med omfattende og langvarig sosialhjelpsbehov enn andelen stønadsmottakere totalt sett – selv om stønadshyppigheten også øker med urbaniseringsgrad, hvor sentralt kommunen er plassert og hvor store inntekter kommunenes innbyggere har fra folketrygden. Samlet stønadsnivå økte ifølge hans analyser også med kommune-størrelse. Her trekkes Oslo spesielt fram, da det samlede stønadsnivået i hovedstaden var hele 7,5 ganger så høyt (i kroner per innbygger) som gjennomsnittet i eksempelvis Sogn og Fjordane. Vi følger opp deler av disse analysene, og ser på utviklingen i utgifter per innbygger og per klient etter 1993, samt utviklingen i antall klienter og langtidsklienter.

2.2 Forskjeller i utgifter til økonomisk sosialhjelp

Statistisk sentralbyrås rapport «Kommune-Norge i tall 1996» viser at driftsutgiftene per innbygger til sosialtjenesten øker klart med økende kommunestørrelse. Oslo alene stod for over en fjerdepart av de samlede utgiftene, og blant de øvrige kommunene med over 50 000 innbyggere var utgiftsnivået per innbygger dette året også over dobbelt så høyt som i de minste kommunene. Som Statistisk sentralbyrå skriver, gjenspeiler dette dels en overhyppighet av sosiale problemer i større kommuner og dels høyere levekostnader.

Våre tall for samlede driftsutgifter til økonomisk sosialhjelp per innbygger fra 1993 til 1997 viser tilnærmet det samme bildet (jf figur 2.1): Sosialhjelpsutgiftene

Figur 2.1 Brutto utgifter til økonomisk sosialhjelp per innbygger 1993–1997² for storbyene Oslo, Bergen, Trondheim og Stavanger, og for landet for øvrig (gjennomsnitt, maksimum og minimum). I løpende priser.



² Driftsutgifter til økonomisk sosialhjelp er hentet fra kommunenes driftsregnskap, og summen er delt på antall innbyggere.

per innbygger er langt høyere i storbyene enn gjennomsnittet for de øvrige kommunene, og klart på toppen troner Oslo.

Likevel bør en merke seg at en del kommuner utenom storbyene også har svært høye sosialhjelpsutgifter i forhold til innbyggertallet. Hele 40 kommuner hadde i 1997 et utgiftsnivå per innbygger som var på linje med storbyene Stavanger, Bergen og Trondheim, mens 19 kommuner (Oslo inkludert)³ hadde høyere utgifter. Moss og Skien hadde sogar et utgiftsnivå på linje med Oslo. Det viser seg også at andelen kommuner med tilsvarende eller høyere sosialhjelpsutgifter har vært stigende fra 1993 til 1997.

Kostnadsnivået i Oslo er relativt høyt sammenliknet med landets øvrige kommuner. Dette har selvsagt innvirkning både på stønadssatser og faktiske utbetalte beløp per klient, og er da også noe av årsaken til at Oslo har så høye utgifter. Utgiftsnivået påvirkes imidlertid også av antall stønadstilfeller og enkeltstønadenes lengde. La oss først se på variasjonen i antall stønadstilfeller. Vi spør: *I hvor stor grad synes klientratene å forklare Oslos utgiftsnivå?*

2.3 Forskjeller i antall stønadstilfeller

Ikke uventet øker også antall sosialhjelpstilfeller per innbygger med økende innbyggertall (NOS: 1996 Kommune-Norge i tall 1996). Det er likevel ikke Oslo som har de absolutt høyeste klientratene (jf figur 2.1). I 1997 var det faktisk 31 enkeltkommuner som hadde flere sosialhjelpstilfeller per innbygger enn Oslo, og nærmere 130 kommuner som hadde like mange eller flere sosialklienter per innbygger enn Bergen, Trondheim og Stavanger. De fleste av disse kommunene er i Nord-Norge, men klientratene er også høye i enkelte bykommuner i Aust-Agder og Østfold. Kommuner med mange sosialhjelpstilfeller i forhold til Oslo er Halden, Moss, Kragerø, Risør, Gjerstad, Tvedestrand og Kristiansund.

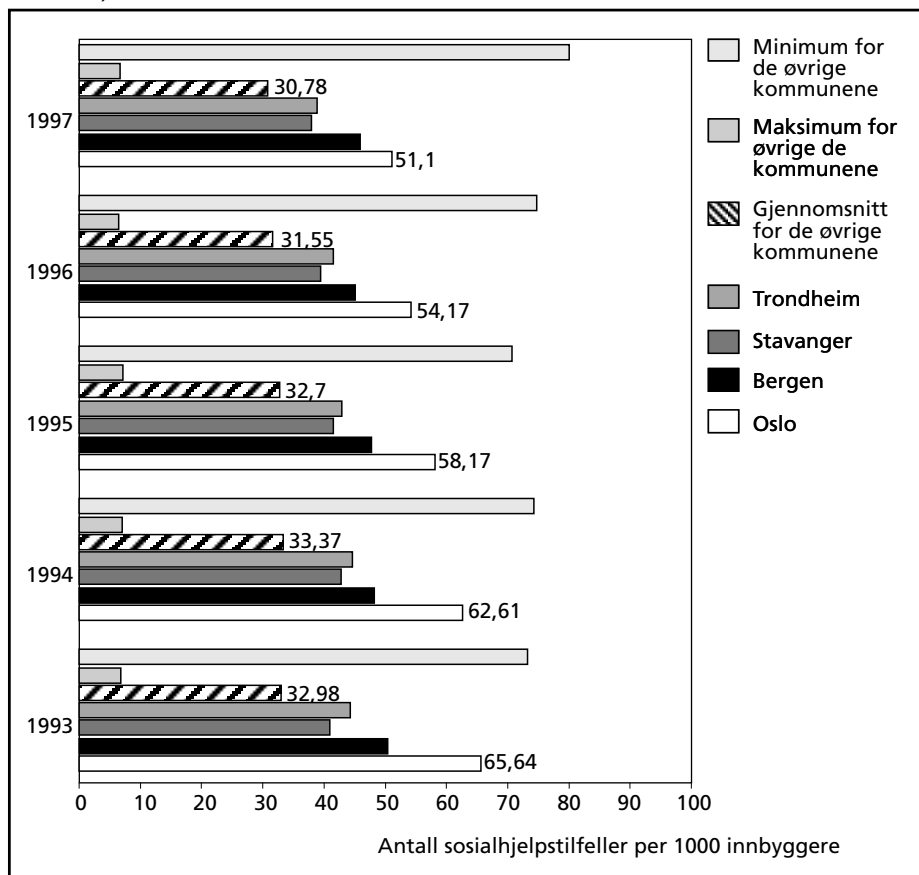
Storbyproblemer og urbanisering synes derfor ikke å være eneste forklaring på klientvariasjonen. Den kan i like stor grad relateres til en generell utkant/Nord-Norge-problematikk, samt problemer knyttet til en del gamle industristeder på Østlandet.

Storbyene, og i særdeleshet Oslo, rommer imidlertid store bydelsvis forskjeller i levekår (jf Djuve, Hagen og Vogt 1994). Ønsker vi å finne de absolutt høyeste klientratene, må vi derfor til Oslo, nærmere bestemt Oslo indre Øst, til bydelen Grünerløkka-Sofienberg og Gamle Oslo. Her var det i 1997 registrert fra 117 til

³ Halden, Moss, Oslo, Hamar, Tolga, Gjøvik, Østre Toten, Nord-Aurdal, Skien, Gjerstad, Marnadal, Levanger, Beiarn, Fauske, Kvæfjord, Skjervøy, Hasvik, Nordkapp, Sør-Varanger.

123 sosialhjelpstilfeller per 1000 innbyggere, mens landsgjennomsnittet bare var 30 tilfeller per 1000 innbyggere.

Figur 2.2 Antall sosialhjelpstilfeller per tusen innbyggere fra 1993 til 1997 for storbyene Oslo, Bergen, Trondheim og Stavanger, og for landet for øvrig (gjennomsnitt, maksimum og minimum).



Selv når vi beveger oss ned på bydelsnivå er imidlertid ikke Oslo alene om å ha svært høye klientrater. Også i enkeltbydeler i Bergen, og i kystbyene Haugesund, Kristiansand og Arendal, samt i byer i eldre og tradisjonelle industriområder på Østlandet som Skien, Porsgrunn, Larvik, Tønsberg, Drammen, Sarpsborg og Fredrikstad, er andelen sosialhjelpsklienter høy, om enn ikke så høy som i hovedstaden.

Ser vi på utviklingen i antallet sosialhjelpstilfeller, har det i Oslo vært en jevn nedgang i klientratene fra 1993 til 1997 uten at vi samtidig finner en tilsvarende

nedgang i utgiftsnivå per innbygger (jf figur 2.1).⁴ Vi finner ingen slik markert nedgang i klientratene i de øvrige storbyene eller for de andre kommunene samlet. Det er heller slik at avstanden mellom kommuner med de høyeste og de laveste klientratene har økt fra 1993 til 1997. Forskjellen i klientrate mellom Oslo samlet og de øvrige kommunene er imidlertid redusert med nærmere 40 prosent i denne fireårsperioden, fra 33 til 20 sosialhjelpstilfeller per 1000 innbyggere.

Skal vi oppsummere dette avsnittet, er det ingen direkte sammenheng mellom Oslos relativt høye sosialhjelpsutgifter og klientratene, da tilsvarende høye klientrater også finnes i svært mange andre kommuner. Forklaringen er derfor heller store utbetalinger per klient.

2.4 Forskjeller i stønadsbeløp per sosialhjelpstilfelle

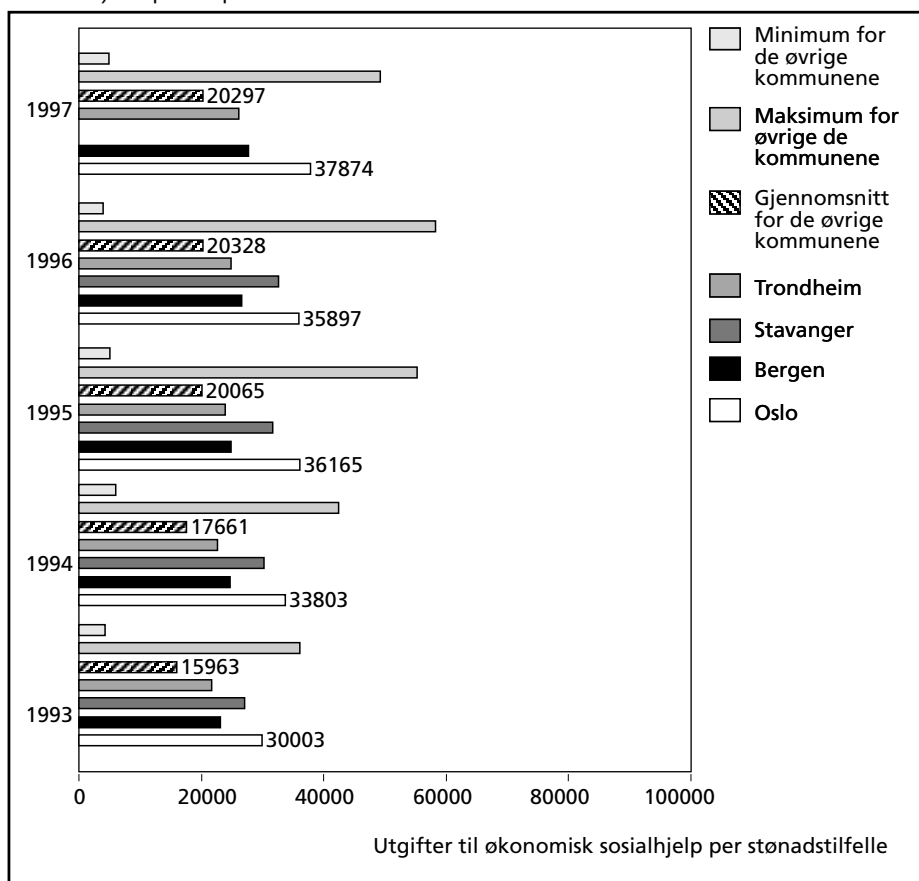
Selv om antall stønadstilfeller har gått ned de senere årene, har stønadsbeløpet per sosialhjelpstilfelle vært jevnt økende (NOS: Kommune-Norge i tall 1996). Våre tall for perioden 1993–1997 viser da også at de samlede sosialhjelpsutgiftene per stønadstilfelle er høyest i Oslo, Bergen, Stavanger og Trondheim. Men også på dette området er det en rekke andre kommuner med tilsvarende utgifter. I 1996 og 1997 gjaldt det 18.⁵

Høye sosialhjelpsutgifter per stønadstilfelle i en kommune kan skyldes at klientmassen er ekstra tung, i den forstand at mange klienter har behov for økonomisk bistand over lengre tid, eller at støttebehovet er stort på grunn av lav eller manglende inntekt, høye bo- og levekostnader og/eller stor forsørgelsesbyrde. Vi ser først på variasjonen i stønadssatser.

⁴ Antall sosialhjelpstilfeller per 1000 innbyggere er redusert med 20 prosent (fra 65 til 51), mens utgifter per innbygger bare er redusert med to prosent (fra 1951 til 1916 kroner).

⁵ Rømskog, Oppegård, Bærum, Nes på Romerike, Skien, Marnardal, Klepp og Rennesøy, Eidfjord, Ulvik, Fusa, Luster, Ulstein, Ørskog, Oppdal, Levanger, Verdal og Lenvik i 1996 og 1997. I de fleste av disse kommunene er det likevel relativt få stønadstilfeller per 1000 innbyggere, slik at de samlede sosialhjelpsutgiftene per innbygger her bli relativt lave, og på ingen måte tilsvarende hovedstadens. Ett unntak er Skien, som har tilnærmet like mange stønadstilfeller per 1000 innbyggere som Oslo, og i tillegg har svært høye stønadsutgifter per stønadstilfelle.

Figur 2.3 Utgifter til økonomisk sosialhjelp per stønadstilfelle 1993–1997 for storbyene Oslo, Bergen, Trondheim og Stavanger, og for landet for øvrig (gjennomsnitt, maksimum og minimum). I løpende priser.

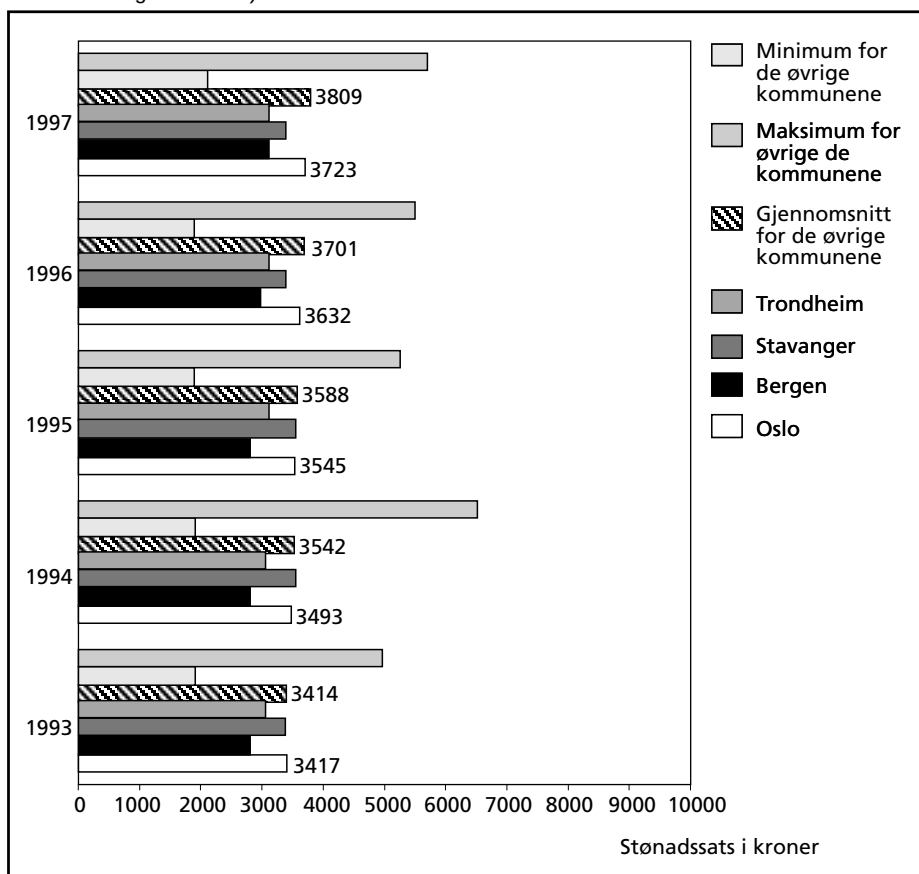


2.5 Forskjeller i stønadssatser

Vi har ikke oversikt over de kommunale sosialhjelpssatsene for alle typer hushold. Vi kjenner bare satsene for *enslige stønadsmottakere uten barn* for perioden 1993 til 1997⁶ (jf figur 2.4, se neste side). Ifølge dette materialet er storbyenes satser ikke vesentlig høyere enn hva vi finner i andre kommuner. Stønadssatsene varierte i 1997 fra 2102 til 5722. Samme år var det hele 240 kommuner med en høyere stønadssats enn Oslo.

⁶ Det varierer også noe fra kommune til kommune hva som inngår i disse enkeltsatsene, spesielt gjelder dette boutgifter (strøm og forsikring) og husleie.

Figur 2.4 Variasjonen i stønadssats⁷ for enslig stønadsmottaker uten barn for 1997 for storbyene Oslo, Bergen, Trondheim og Stavanger, og for landet for øvrig (gjennomsnitt, maksimum og minimum).



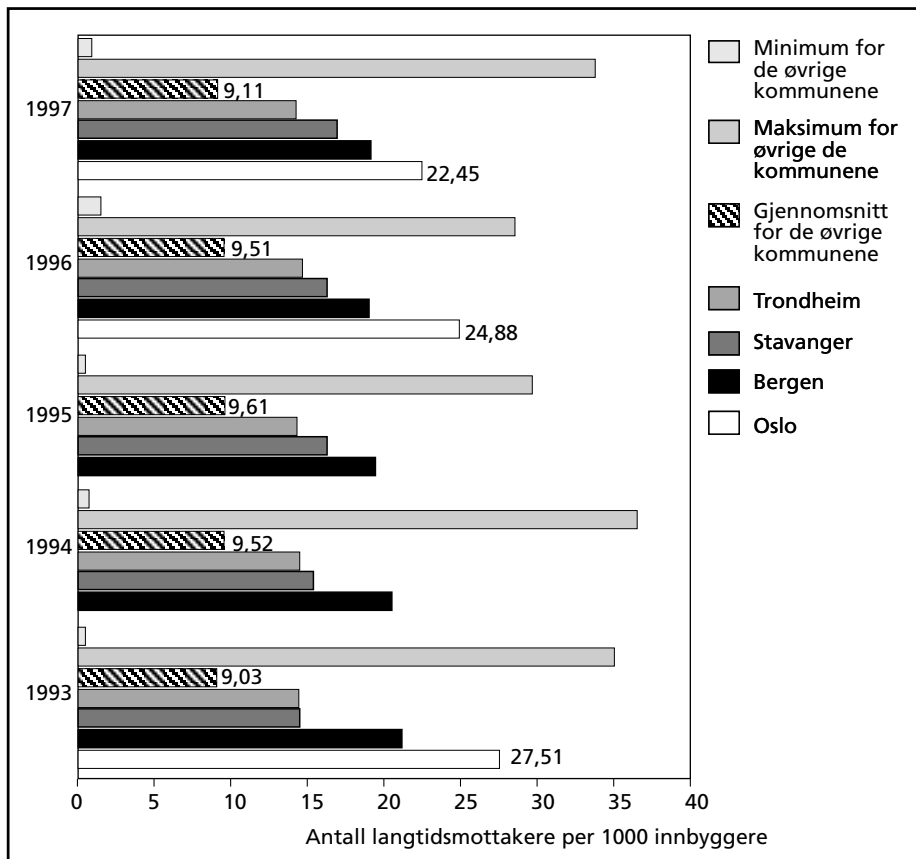
Da de sosialhjelpssatsene som innrapporteres til Statistisk sentralbyrå ikke bygger på samme utgiftsgrunnlag, er de foreliggende satsene likevel ikke helt sammenliknbare. Resultatene endrer seg imidlertid ikke vesentlig når vi korrigerer for dette. Oslos relativt høye utgiftsnivå per klient kan derfor ikke begrunnes ut fra høye satser, selv om kostnadsnivået i utgangspunktet skulle kunne gi et slikt utslag. Forklaringen synes heller å ligge i klientsammensetningen, enten fordi de har mange klienter som mottar sosialhjelp over lengre tid, og/eller har mange klienter med et stort støttebehov. I siste avsnitt skal vi sjekke om dette inntrykket bekreftes av tallene for antall langtidsmottakere per innbygger.

⁷ Det er her ikke korrigert for forskjeller i boutgifter og husleie.

2.6 Forskjeller i antall langtidsmottakere

Statistisk sentralbyrås (SSBs) sosialhjelpsstatistikk viser at selv om antall langtidsmottakere går ned, er klientmassen i ferd med å bli tyngre (jf NOS: Kommune-Norge i tall 1996). Det er imidlertid markerte forskjeller mellom kommunene. Andelen langtidsmottakere i de mest folketunge kommunene er for eksempel dobbelt så høy som i de med få innbyggere. Videre viser tall fra SSB (NOS: Kommune-Norge i tall 1996) at andelen mottakere som har sosialhjelp som viktigste inntektskilde økte fra 32 prosent i 1991 til 44 prosent i 1996.

Figur 2.5 Antall langtidsmottakere per 1000 innbyggere 1993 til 1997 for storbyene Oslo, Bergen, Trondheim og Stavanger, og for landet for øvrig (gjennomsnitt, maksimum og minimum).



Våre tall for perioden 1993 til 1997 bekrefter disse resultatene. Antall langtidsmottakere per 1000 innbyggere er langt høyere i storbyene, og spesielt Oslo, enn

ellers i landet, selv om Oslo på ingen måte er alene om å ha en spesielt tung klientmasse. Et tilsvarende antall langtidsmottakere finnes også i kommuner som Halden, Moss, Drammen, Risør, Gjerstad, Tvedestrand, Kvæfjord, Gratangen og Karasjok. Det vil si mange av de samme byene og kommunene som også hadde høye samlede sosialhjelpsutgifter per innbygger (jf 2.1).

2.7 Oppsummering

Vår gjennomgang viser at det først og fremst er Oslo som har høye utgifter til økonomisk sosialhjelp per innbygger. Høye utgifter per innbygger skyldes i utgangspunktet ikke ekstremt høye klientrater eller stønadssatser, men heller klient-sammensetningen. De andre storbyene, Bergen, Trondheim og Stavanger, har også et høyt utgiftsnivå, selv om det ikke er høyere enn at også en del andre kommuner og større byer har tilsvarende eller høyere utgifter. Skien og Moss har sogar utgifter per innbygger på linje med Oslo.

Konklusjonen må derfor bli at selv om sosialhjelpsutgifter per innbygger varierer klart med kommunistørrelse, er det ikke slik at alle store byer, jevnt over, har høyere sosialhjelpsutgifter enn det øvrige kommune-Norge. Det er først og fremst i Oslo at sosialhjelpsutgiftene er høye, og i første rekke fordi Oslo har relativt flere tunge klienter enn andre kommuner. Slik sett er det riktigere å snakke om en hovedstadsproblematikk enn en storbyproblematikk. Svaret på utgiftsvariasjonene mellom storbyene og distriktskommunene synes derfor å være gjemt i koblingen mellom Oslo og langtidsklientene, og et viktig spørsmål i den videre analysen blir derfor:

Hva ved hovedstaden til forskjell fra distriktskommunene bidrar til å skape flere tynge klienter med behov for omfattende økonomisk sosialhjelp over tid?

I tillegg gir datamaterialet grunnlag for å trekke fram andre, like så relevante, geografiske og strukturelle faktorer knyttet til innbyggertall og urbanisering. En kan for eksempel snakke om et problemkompleks knyttet til eldre industristeder rundt Oslofjorden, som Halden, Moss, Fredrikstad, Sarpsborg, Skien, Porsgrunn, Bamble og Drammen. Et naturlig spørsmål i forlengelsen av dette er:

Er det likheten med Oslo som bidrar til høye sosialhjelpsutgifter i disse byene, eller er det snakk om andre prosesser og mekanismer knyttet til for eksempel et særegent og sårbart arbeidsmarked, eller dreier det seg snarere om tap av tradisjonell identitet knyttet til tidligere industrivirksomhet?

Sist, men ikke minst, finner vi svært høye sosialhjelpsutgifter i et utvalg utkantkommuner med lavt innbyggertall. Det gjelder et utvalg av kommunene i Nord-

Norge og i særlig grad i Finnmark, og en del utkantkommuner i Hedmark og Oppland.

Hva er bakgrunnen her? Er det fraflyttingen som har tappet bygdene for den utdanningsvillige ungdommen, eller er det konsekvensene av et snevert arbeidsmarked i kombinasjon med manglende geografisk mobilitet?

Vi har ikke ambisjoner om å svare på alle disse spørsmålene i denne rapporten, men vi vil i tråd med hovedproblemstillingen fokusere forskjellene mellom storbyene, og da i hovedsak Oslo og det øvrige kommune-Norge.



Kapittel 3 Teoretiske tilnærminger og tidligere forskning

I dette kapitlet skal vi drøfte noen teorier om sosialhjelpsforbruk og gjøre rede for en del sentrale empiriske funn. Som nevnt i innledningen har variasjonen i sosialhjelpsutgifter mellom ulike kommunetyper ikke vært gjenstand for den helt store forskningsinteressen. Langt flere har forsøkt å finne svar på de endringene vi finner i sosialhjelpsutgiftene over tid, og i særlig grad den sterke veksten vi fikk i sosialhjelpsutgiftene på 1980-tallet. Enkelte studier av kommunale variasjoner i utgiftsnivået finnes likevel. De færreste av disse har beskjeftiget seg med storbyproblematikken. På dette området må vi i større grad «skjele» til levekårsforskningen. I denne omgang vil vi ikke skille strengt mellom funn basert på individanalyser og resultater fra aggregatanalyser. Sammen med analysene av levekårsdataene i kapittel fire vil denne gjennomgangen danne grunnlaget for de modellene vi tester i kapittel fem.

3.1 Teoretiske perspektiver

Vi skal ta utgangspunkt i et analyseskjema som Hanssen og Terum (1992) har foreslått. Skjemaet klassifiserer alternative forklaringsfaktorer i fire kategorier på følgende måte:

Tabell 3.1 Klassifikasjonsskjema for analyse av sosialhjelpsforbruk

	Etterspørselsrelaterte forhold	Tilbudsrelaterte forhold
Sosioøkonomisk nivå	Sosiale og økonomiske forhold i klientgruppene og kommunene/bydelene	Økonomiske og administrative ressurser i sosialtjenesten
Ideologisk-kognitivt nivå	Normer og verdier i forhold til bruk av sosialhjelp (terskler)	Profesjonsideologier og lokale politiske preferanser
Institusjonelt nivå	Klientorganisering/ «pressgrupper»	Organisatoriske og administrative trekk ved sosialkontorene

Vårt fokus er på strukturelle og sosioøkonomiske faktorer hos klientene, det vil si etterspørselsrelaterte forhold. Her søkes forklaringen på variasjon og endring i sosialhjelpsforbruk i sosiale og økonomiske forhold i klientgruppene og i de ulike kommunene og bydelene. Perspektivet innebærer at det er objektive forskjeller mellom klienter eller kommuner/bydeler som skaper ulikt utgiftsbehov. Dette er selvsagt en forenkling av kompliserte prosesser og sammenhenger. Det er for eksempel ikke nødvendigvis slik at de faktiske utgiftene til økonomisk sosialhjelp gjenspeiler det objektive behovet for sosialhjelp i en befolkning.¹ Ulike terskler hos ulike grupper i befolkningen – og i ulike deler av landet – til det å ta kontakt med sosialkontoret, samt ulik praksis i tildelingen av sosialhjelp på ulike kontor innen samme kommune og i ulike kommuner, vil også kunne innvirke på nivået på de sosialhjelpsutbetalingene vi observerer. I praksis er det svært vanskelig å analysere samspillet mellom disse prosessene, fordi fullgode data ikke finnes. I tillegg vil det være en rekke strukturelle (eller kontekstuelle) forklaringsfaktorer som vil kunne påvirke, eller betinge, effekten av de nevnte sosioøkonomiske forklaringsvariablene. Det vil for eksempel gjelde grad av sentralitet/innbyggertetthet, til- og fraflytting, boligmarked og dermed boligpriser, arbeidsmarkedet og ledighetsnivå, næringsstruktur, samt trekk ved trykkesystemet og eventuelle særlige kommunale tjenester og ytelser, for eksempel kommunal bostøtte og tilgang på kommunale boliger med husleieregulering (jf Fürst og Høverstad 1999).

3.2 Teorier om sosialhjelpsforbruk

Å bli, og forbli, sosialhjelpsmottaker henger sammen med en rekke forhold. La oss dele sekkekategori «sosioøkonomiske forhold» i fire grupper: 1) Økonomiske og materielle levekår, 2) tilknytning til arbeidsmarked og trykkesystem, 3) individuelle – «menneskelige» – og sosiale ressurser, og 4) husholdsstørrelse og -sammensetning. I virkeligheten vil alle disse inngå i komplekse samspill som det empirisk sett kan være vanskelige å vinne innsikt i.

¹ Flere studier viser for eksempel at det på ingen måte er overlapp mellom sosialhjelpsmottakerne og de «fattige» ut fra anerkjente fattigdomsmål (Hallerød 1992, Fløtten 1999).

Økonomiske og materielle levekår

Økonomiske ressurser er en nøkkelfaktor. Minstekravet for å få sosialhjelp er at du har dårlig råd og ikke makter å betjene utgiftene dine. Den viktigste variabelen for å fastslå et husholds sosialhjelpsbehov burde være inntektsdata. Opplysninger om hva husholdet har av disponibel inntekt og formue, og eventuelle andre materielle ressurser, som egen bolig, bil, hytte eller andre materielle goder, burde være sterkt korrelert med sosialhjelpsbruken, da sosialhjelp i utgangspunktet er et inntekts-tilskudd som skal gis på bakgrunn av manglende mulighet til selvforsørgelse.

Det er mange grunner til at enkelte har dårlig råd, og den viktigste er lav inntekt (Sæbø 1995). Per definisjon er dårlig råd et resultat av et ubalansert forhold mellom utgifter og inntekter, men det er påvist at sosialklienter med en såkalt høy utgifts-/inntektsratio kjennetegnes av lave inntekter, og ikke høye utgifter (Sæbø 1995:47). Andelen «nyfattige» er således mindre enn ofte antatt. Sosialklienter kan heller ikke tillate seg å ha høye utgifter til for eksempel dyr bil og leilighet. Annerledes er det likevel med forhøyede utgifter som følger av å ha mange barn.

Det viser seg ikke å være noen enkelt og entydig sammenheng mellom et husholds disponible inntekt og deres sosialhjelpsbehov eller rettere sagt, sosialhjelpsbruk, da det er sistnevnte faktorer den foreliggende forskningen i første rekke har konsentrert seg om. For det første vil som nevnt husholdets totaløkonomi ikke bare påvirkes av inntektssiden, men også av utgiftssiden. For det andre vil husholdets størrelsen og -sammensetningen ha betydning.²

Tilknytning til arbeidsmarked og trygdesystem

Husholdsmedlemmenes tilknytning til arbeidsmarked og trygdesystem kan oppfattes som en grunnleggende forklaringsfaktor, idet den indirekte vil si noe om husholdets inntekter ved å peke på grupper som enten mangler inntekt eller høyst sannsynlig vil ha langt lavere inntekt enn andre grupper. Dagpengesatsene, uførepensjon, penger under attføring og rehabilitering utgjør som kjent bare en del av tidligere inntekt. Det å være arbeidsledig kan imidlertid også bety at en er helt uten trygderettigheter. Det vil være situasjonen for personer som ikke tidligere har vært i arbeid, og dermed heller ikke har hatt mulighet til å opparbeide seg dagpengerettigheter. Dette vil i første rekke gjelde unge mennesker, og da spesielt ungdom i overgangen mellom utdanning og arbeid – selv om ungdomsgarantien i utgangspunktet skal sikre deler av denne gruppen tiltaksplass med kursstønad etter en kortere ledighetsperiode.

² Et stort problem er mangelen på tilstrekkelig presise data om husholdenes samlede inntekts-situasjon på aggregert nivå. I analysene av sosialhjelpsvariasjonene mellom kommuner «tvinges» en derfor til å benytte andre mer sekundære inntekts- og levekårs mål, som for eksempel gjennomsnittlig inntekt for personlige skatteyttere (jf Langørgen 1995). Dette målet sier ikke noe om inntektsspredningen, eller andelen med svært lav inntekt.

Det er også en kjent sak at enslige forsørgere med overgangsstønad ofte har for lav husholdsinntekt til å dekke de nødvendige utgiftene. Det er derfor en relativt stor andel innen denne gruppen som supplerer trygdeytelsene med sosialhjelp. Tidligere forskning har da også vist at andelen arbeidsledige, mottakere av overgangsstønad og uføre er variabler som samvarierer med høy sosialhjelpsbruk på kommunalt nivå. Studier av sosialhjelpsbrukerne viser da også at det er relativt vanlig å supplere trygdeytelser med sosialhjelp. Det illustrerer at rett til trygdeytelser ikke alltid er en tilstrekkelig betingelse for å gå klar av økonomiske problemer og behov for sosialhjelp.

Individuelle og sosiale ressurser

Individuelle og sosiale ressurser som kan ha betydning er lavt utdanningsnivå, manglende eller tilfeldig arbeidserfaring, etnisk minoritetsbakgrunn, psykisk og fysisk dårlig helse (inkludert eventuelle rusproblemer), og manglende sosialt nettverk. Denne typen ressurser kan likevel bare oppfattes å være viktig eller betydningsfull i den grad den sosiale konteksten, som for eksempel arbeidsmarkedet eller «kjønns-markedet», vektlegger dem og forholder seg til dem. Brox har argumentert med at det ofte foregår en form for statistisk diskriminering overfor grupper med slike kjennetegn, i den forstand at arbeidsgiver lar være å ansette dem fordi han tillegger dem visse atferdsmessige trekk ut fra kunnskap om de nevnte ytre kjennetegn og kjennskap til gruppens gjennomsnittlige atferd (jf Brox 1997:162). Slik sett er det like mye kjennetegn og atferd hos «de andre» som hos «innehaverne» av disse kjennetegnene som bidrar til at de blir såkalt «vanskelig å sysselsette».

En rekke arbeidsmarkedsstudier viser da også at utdanningsnivå er en sentral faktor for å predikere sannsynligheten for arbeidsledighet. I gjennomsnitt er ledighetsnivået langt høyere blant dem med bare grunnskole eller grunnkurs fra videregående opplæring, enn blant dem med fagbrev eller høyskole-/universitetsutdanning. Tidligere arbeidsledighetserfaring kan også i stor grad innsnevre den enkeltes sjanser på arbeidsmarkedet.

Flere studier har også påvist at det norske arbeidsmarkedet i mange sammenhenger framstår som diskriminerende i forhold til personer med en annen hudfarge eller en annen etnisk bakgrunn. Dette skyldes dels språkproblemer, men også det vi kan kalle fordommer og diskriminering på arbeidsgiversiden (Djuve og Hagen 1995 og Lødding 1997, 1998, Rogstad 1998). Men etnisk bakgrunn og innvandrer/flyktningestatus påvirker ikke bare sosialhjelpsbruken fordi mange i «gruppen» er arbeidsledige. Andre forhold som kan ha betydning for husholdets økonomi, og virke inn på og/eller samvarierte med etnisk bakgrunn, er husholdstørrelse, da en relativt stor andel av innvandrerne og flyktningene er i fertil alder, og i tillegg har en noe høyere fødselsrate. Videre vil deler av flyktningekontingenten i større grad ha

psykiske og/eller helsemessige problemer som følge av krigsopplevelser, tortur, fengsling og forfølgelse. Andel av befolkningen med innvandrers-/flyktningestatus har da også vært en av de hyppigst anvendte uavhengige variablene i tidligere analyser, og har vist seg å ha stor «forklaringskraft» (jf Langørgen 1995 og Rongen 1996).

Ut over utdanningsnivå og etnisk bakgrunn vil også helse være en viktig individuell ressurs i forhold til arbeidsmarkedet. Antakelig blir helse bare viktigere og viktigere i det postmoderne arbeidslivet, med dets økende krav til omstilling, endring, oppdatering, utvikling, etterutdanning, prestasjoner og innsats (SSB ukens statistikk 1997). Denne skjerpingen av jobbkravene innebærer at for å få og for å beholde en jobb, kreves det at en har god helse og full arbeidsførhet (Dahl og Birkelund 1999). Rusproblemer, som delvis kan oppfattes som et helseproblem, vil selvsagt kunne ha samme ugunstige virkning på yrkesdeltakelsen.

Sosialt nettverk er også en ressurs i denne sammenheng. Det er fordi nær familie, naboer og venner gjennom sine personlige nettverk og kontakter kan lette den enkeltes inngang til arbeidsmarkedet. De kan både gi informasjon om ledige jobber og bidra til selve formidlingen, ved for eksempel å «selge» den aktuelle arbeidstaker til en mulig arbeidsgiver. Sosiale nettverk kan således redusere risikoen for arbeidsledighet og inntektsbortfall, minske behovet for økonomisk sosialhjelp hvis inntekten faller bort, og øke sjansen for å komme i jobb igjen. Sett i relasjon til storbyproblematikken vil også nettverket kunne ha betydning, idet en kan tenke seg at det å mangle et sosialt nettverk, eller ha et snevert nettverk, er mer sannsynlig i en storby enn på mindre steder.

Husholdets størrelse, sammensetning og livsfase

Husholdenes størrelse og sammensetning, samt husholdsmedlemmenes alder og livsfase vil kunne si noe om enkeltpersoners og husholds sårbarhet i forhold til strukturelle og konjunkturbestemte faktorer, som for eksempel ledighet, høye boligpriser og høyt rentenivå.

Antall barn vil i utgangspunktet kunne si noe om forsørgelsesbyrde, mens antall voksne over 18 år vil kunne si noe om inntektsmulighetene. Desto flere barn, på den ene siden, jo større forsørgelsesbyrde og dermed inntektsbehov, og desto flere voksne, på den annen side, jo høyere inntekspotensial og dermed mindre sårbarhet overfor inntektsbortfall som følge av enkeltmedlemmers ledighet.

Livsfase på sin side vil kunne si noe hvor etablert husholdet er på for eksempel arbeidsmarkedet og/eller boligmarkedet, og kan dermed indirekte si noe om hvor sårbare individene (eller husholdene) er overfor endringer i disse markedene. Unge har lav ansiennitet og lite erfaring på arbeidsmarkedet og vil dermed i utgangspunktet være mer utsatt for ledighet. De er ofte også nyetablerte på boligmarkedet med stor

gjeld, slik at de kan være svært utsatt ved en eventuell kombinasjon av ledighet og renteoppgang. Videre vil livsfase ofte si noe om utgiftsnivå og dermed inntektsbehov, da personer i etableringsfasen gjerne har langt større forsørgelsesbyrde (flere barn) enn for eksempel middelaldrende, eller for den del pensjonister, som ikke lenger har hjemmeboende barn og dessuten har nedbetalte boliger.

Anlegger en et risikoperspektiv på den økonomiske sosialhjelpen, slik blant annet Øverbye og Sæbø (1996)³ gjør, vil for eksempel hushold som bare består av ett voksent medlem – enslige og enslige forsørgere – ha langt større problemer med å mestre de økonomiske konsekvensene av ulike typer utløste risikoer (for eksempel arbeidsledighet), noe som i seg selv vil øke sjansen for å bli sosialklient. Hansen og Terum (1992) hevder for eksempel at det først og fremst er veksten i andelen hushold med bare ett voksent medlem som ligger bak veksten i sosialhjelpsutgiftene på 1980-tallet. Det at antallet skilte eller separerte og antallet med overgangstønad har slått ut i tidligere analyser av sosialhjelpsvariasjonen, er for så vidt eksempler på det samme.

Ut fra et slikt perspektiv vil også personer/hushold i etableringsfasen være spesielt sårbare for svingninger i blant annet boligpriser og utlånsrente. Dette lå da også bak noe av debatten rundt «ny-fattigdom» og den såkalte «gjeldskrisen» ved inngangen til 1990-åra, hvor en var opptatt av om, og i hvilken grad, den kraftige økningen i boligprisene fulgt av en kraftig rentevekst bidro til å skape nye grupper av «fattige» og dermed sosialklienter (jf Lunde og Poppe 1991, Gulbrandsen 1991).

Strukturelle forklaringsfaktorer

Så langt har vi i hovedsak sett på forhold knyttet til den enkelte, vedkommendes biografi og familie/husholdssituasjonen, men strukturelle forhold er også viktige. For det første spiller, som antydnet over, trygdesystemets utforming inn. Sosialhjelpen bistår dem som enten ikke har rettigheter eller som har så lave trygdeytelser at de trenger et supplement. For det andre er den økonomiske utviklingen viktig. Langsiktige tunge trender fører til at noen næringer og yrker desimeres, mens andre ekspanderer. Sysselsatte i slike utdøende næringer har økt risiko for å bli overflødige og dermed utstøtt. Også kortsiktige konjunktursvingninger påvirker arbeidsledigheten og dermed forbruket av sosialhjelp. For perioden 1970–1980 var det for

³ «Sosialhjelpssystemets formål er å sikre livsopphold for individer i vanskelige livssituasjoner når de ikke kan skaffe seg tilstrekkelige inntekter gjennom arbeid eller trygd (Rundskriv 1-1/93, 116–117). I et risikoperspektiv kan da den økonomiske sosialhjelpen oppfattes som en skattefinansiert samleforsikring for komplekse og/eller diffuse risikoer, som har lite til felles utover at de ikke – eller bare i ufullstendig grad – er forsøkt spesifisert og fanget opp gjennom det regulære trygdesystemet.» (Øverbye og Sæbø 1996: 69)

eksempel beregnet at dersom arbeidsledigheten steg med 1000 personer, steg tallet på sosialhjelpsmottakere med 300 (Bowitz og Cappelen 1994). Som vi allerede har vært inne på, er det gode grunner til å anta det ikke er tilfeldig hvem som vil søke sosialkontoret om støtte i tider med høy arbeidsledighet.

I større grad enn før er dagens sosialklienter uten arbeidstilknytning overhodet (SSBs sosialstatistikk). Tidligere arbeidsledighetserfaring er et viktig aspekt ved den enkeltes sosiale biografi (Halvorsen 1993) og kan signalisere en problematisk situasjon på arbeidsmarkedet. Det samme vil tidligere erfaring som mottaker av andre offentlige stønader. Tidligere stønadskarrierer av kortere eller lengre varighet blir imidlertid i økende grad sett på og fortolket som uønsket atferdstilpasning, som uttrykk for avhengighet av stønadssystemet (Bane og Ellwood 1994). En tendens til at folk forblir sosialhjelpsklienter over lengre tid bidrar til å underbygge dette synet. Ifølge én teori skyldes økt avhengighet av stønadssystemet at ytelsene er for høye i forhold til den lønnen mottakerne kan forvente. Det er derfor økonomisk rasjonelt å velge en tilværelse som sosialhjelpsmottaker. En annen teori, som særlig forfektes av konservative, men ikke bare, går ut på at stønadssystemets generøse ytelser undergraver folks arbeidsmoral. En tredje teori som er mer subtil, framholder at arbeidsledighetserfaring og tidligere stønadskarrierer fører til at folk mister pågangsmot, selvtillit og troen på at de kan klare seg i et ordinært arbeidsliv. For å fange dette siste fenomenet er det utviklet begreper som «the discouraged worker» og svekket mestringskontroll – tap av «self-efficacy» (Mead 1997). Mestringskontroll kan for øvrig betraktes som en ressurs av psykologisk art. Erfaring som sosialklient og/eller trygdemottaker kan tolkes på liknende vis. Det teoretiske og empiriske grunnlaget for avhengighetsperspektivet er omdiskutert. Det gjelder spesielt teorien om at det er rasjonelt å velge sosialhjelp framfor arbeid, og tesen om svekket arbeidsmotivasjon (Halvorsen 1993). Derimot later det til at ideen om redusert mestringskontroll har mer for seg (Marklund 1993).

Det er mange årsaker til å bli og forbli sosialhjelpsmottaker. Antakelig må flere forhold spille sammen for å resultere i klientstatus. La oss gi et eksempel for å illustrere tankegangen. Sannsynligheten for å bli sosialklient er høy dersom: en person er enslig, i etableringsfasen og uten trygderettigheter. Hun orker ikke å fortsette utdanningen etter endt eksamen på videregående skole. Hun har tidligere vært uten arbeid i flere måneder og forgjeves søkt flere jobber. Det er lavkonjunktur og arbeidsledigheten er temmelig høy. Som vi forstår er det her et sammenfall av flere ugunstige forhold: Få ressurser (lav utdanning) opptrer sammen med høy sårbarhet for inntektsbortfall (enslig), og uheldige strukturelle omstendigheter (ingen trygderettigheter og høy arbeidsledighet).

3.3 Et sveip over tidligere forskning

I dette avsnittet skal vi presentere en del viktige funn fra sosialklientforskningen og fattigdomsforskningen. Vi er spesielt interessert i å avdekke hva som kjennetegner sosialklienter og fattige, og hvordan de skiller seg fra «normalbefolkningen».

Sosialklientforskningen

Sæbø (1993) har studert sammenhengen mellom levekår og sosialhjelpsbruk med utgangspunkt i levekårsundersøkelser blant totalbefolkningen og sosialhjelps-klientene på begynnelsen av 1990-tallet. Hans konklusjon er: «Sosialklientene er som folk flest – svært forskjellig, men mer belastet.» Han finner små forskjeller i oppvekstforhold: «Sosialklientene har i likhet med totalbefolkningen hatt stabile familieforhold og en tilsynelatende god økonomi i barndomshjemmet. Bare et mindretall rapporterer å ha vært involvert i kriminalitet og rusmisbruk.» Fra dette tilsynelatende felles utgangspunktet antyder han så flere og ulike veier inn i sosialsystemet på grunnlag av de særtrekk han finner hos sosialhjelpsbrukeren til forskjell fra gjennomsnittsnordmannen. Han skisserer en hovedvei via manglende utdanning. Sosialklientene har lavere utdanningsnivå enn folk flest, og de har vært *oftere og lenger arbeidsledige* i løpet av de senere åra. Han antar at lite eller ingen utdanning ut over grunnskolen øker sjansene for ledighet og dermed dårlig økonomi. For det andre påpeker han at sosialklientene i gjennomsnitt har langt dårligere helse enn folk flest. En faktor som, i likhet med manglende utdanning, vil kunne påvirke deres sjanser på arbeidsmarkedet. Dårlig helse er imidlertid en problematisk faktor, da det er vanskelig med utgangspunkt i levekårsdataene å fastlegge om den dårlige helsa er et symptom på ledighet og sosialhjelpsavhengighet eller en følge av det samme.

Ved siden av tilknytningen til arbeidslivet viser Sæbø at det er den *økonomisk situasjonen* som i første rekke skiller sosialklientene fra totalbefolkningen, noe som selvfølgelig henger sammen med mangel på arbeid og dermed lønnsinntekt. Han konkluderer da også med, som et apropos til diskusjonen om gjeldsproblemer og nyfattigdom ved inngangen til 90-tallet (jf Lunde og Poppe 1991, Gulbrandsen 1991), at det mer er økonomiske problemer på grunn av *lave inntekter enn høy gjeld* som er sosialklientenes hovedproblem. Uansett er det bare 14 prosent av sosialklientene som betrakter sosialhjelpen som viktigste inntektskilde. Det vil si at de fleste har en eller annen alternativ inntekt. Fra tidligere forskning vet vi at sosialklientene som oftest supplerer trygdeytelser med sosialhjelp.

Sæbø fant at sosialhjelpsbruk samvarierte med andre levekårsfaktorer som leie-/eieforhold til bolig. Sosialklientene *eier i mindre grad enn totalbefolkningen boligen sin selv*. Ellers bor de ganske likt gjennomsnittsbefolkningen. Å være leietakere

må imidlertid ikke forstås som en årsak til sosialhjelpsbehovet. Snarere er det et symptom på lav inntekt. Økonomien tillater en simpelthen ikke å kjøpe bolig. Verken trangboddhet, støy eller mangel på tilgang til bad/wc ser imidlertid ut til å være noe utbredt problem blant sosialhjelpsklientene. Det samme viser for øvrig ulike fattigdomsstudier, som ser på andelen av totalbefolkningen som mangler vesentlige levkårgoder, som for eksempel bad/wc i boligen. Det er svært få som oppgir å mangle bad og wc, det vil si langt færre enn dem som er avhengige av sosialhjelp. Mange av disse igjen er heller ikke sosialhjelpsbrukere. Det er med andre ord ikke noe nødvendig overlapp mellom dårlig bostandard og sosialhjelpsbehov.

Sæbø finner også at sosialklienter som leier bolig betaler høyere gjennomsnittlig husleie enn leietakerne i landets øvrige befolkning. Dette kan indikere at sosialhjelpsklientene er overrepresentert i de store byene, hvor husleiene er langt høyere enn i landet for øvrig. Utbredt leie av bolig blant sosialhjelpsklienter kan derfor heller skyldes at sosialhjelpsavhengighet i første rekke er et storbyfenomen, og ikke et uttrykk for klientenes økonomiske situasjon.

Når det gjelder *sosial kontakt* med familie og venner, er den ikke noe vesentlig lavere enn hos totalbefolkningen, selv om de har et litt mer polarisert kontaktmønster. At den er polarisert vil si at noen sosialklienter ser familie og venner mer enn befolkningen ellers gjør, mens noen ser dem vesentlig mindre. Dette kan uansett ikke tolkes som noen årsak til sosialhjelpsproblemene, annet enn at manglende sosial kontakt kanskje reduserer muligheten for å få/motta økonomisk hjelp og støtte fra familie og eventuelt venner når behovet er der. Stor grad av sosial kontakt kan i motsatt fall være en indikator på at en drar nytte av familiens hjelp og støtte. Et eksempel kan være unge arbeidsledige uten rett til dagpenger, som bor hos familien.

I forbindelse med en evaluering av Oslo kommunes kriteriebaserte budsjettfordeling mellom bydelene analyserte Djuve, Bjørnskau og Hagen (1996) sammenhengen mellom sosialhjelpsbruk og levkår. Med utgangspunkt i levkårsundersøkelsen for Oslo for 1994 forsøkte de å identifisere uavhengige variabler som kunne oppfattes som valide uttrykk for befolkningens «behov» for økonomisk sosialhjelp. I undersøkelsen skilte en mellom bruk av sosialkontortjenesten og bruk av økonomisk sosialhjelp. Den avhengige variabelen i det første tilfellet var om en hadde «oppøst sosialkontoret»,⁴ mens befolkningens behov for økonomisk sosialhjelp ble

⁴ Spørsmålet om man har oppøst sosialkontoret er formulert som følger: Jeg skal nå lese opp noen kommunale tjenester som man kan benytte seg av. For hver av tjenestene ber vi deg svare hvor ofte du i løpet av 1992 har benyttet denne. Du kan benytte følgende svarmuligheter: daglig, ukentlig, månedlig, sjeldnere eller aldri.

forsøkt fanget opp gjennom levekårsundersøkelsens spørsmål om husholdet hadde «problemer med løpende utgifter».⁵

Resultatet av analysene av behovet for økonomisk sosialhjelp viste signifikante positive effekter på sjansen for å ha slike problemer av det å være arbeidsledig, fremmedkulturell innvandrer, skilt, 20–49 år med inntekt under 180 000 kroner, lav utdanning, ugift 20–49 år, enslig forsørger, ung med små barn og lav husholdsinntekt. Tilnærmet de samme variablene hadde også effekt på behovet for sosialkontortjenester, bortsett fra at det er overgangsstønad og ikke det å være enslig forsørger som nå slår ut,⁶ mens det å være ugift mellom 20 og 49 år i denne modellen ikke har noen betydning.

Fattigdomsforskningen

Fattigdomsforskningen har særlig beskjeftiget seg med økonomisk og materielt utsatte grupper. I Norge har denne tradisjonen stått svakt, og holdningen har nærmest vært at fattigdom er ikke eksisterende og at fattigdomsforskning derfor har vært uinteressant (Fløtten 1999). Med økende arbeidsledighet og store gjeldsbyrder ved inngangen til 90-tallet fikk imidlertid forskningen et oppsving, og enkelte begynte å snakke om «nyfattigdom» (Lunde og Poppe 1991). I de senere åra har det også kommet enkeltstudier av fattigdom i Norge, og det er disse vi refererer her (Fløtten 1999 og Lian mfl 1999).

Innen fattigdomsforskningen er det vanlig å skille mellom såkalt *direkte* og *indirekte* fattigdomsmål. Førstnevnte tar utgangspunkt i inntekt og avgrenser «de fattige» ut fra inntektsnivå. En forutsetter at en inntekt som tilsvarer fattigdomsgrensen vil gi folk evnen til å oppnå en akseptabel levestandard.⁷ Det indirekte

⁵ «Problemer med løpende utgifter» er basert på spørsmål 78 i levekårsundersøkelsen i Oslo (Hagen, Djuve og Vogt 1994): Har det i løpet av det siste året hendt at husholdningen har hatt vansker med å klare de løpende utgifter til mat, transport, bolig og lignende? Hendte det ofte, av og til, en sjelden gang eller aldri?

⁶ Det å være enslig forsørger synes å være viktigere enn det å motta overgangsstønad når det gjelder behov for økonomisk sosialhjelp. Dette kan ha sammenheng med at enslige kvinner med overgangsstønad oppfattes som blant de mest «legitime» sosialklientene, fordi overgangsstønad tidligere ble administrert av sosialkontorene (jf Djuve, Bjørnskau og Hagen 1996).

⁷ Hallerød (1995) peker på to grunnleggende problemer med indirekte fattigdomsbegreper: (1) Det er svært vanskelig å gi en korrekt vurdering av en husholdnings økonomiske ressurser. Mange antakelser må gjøres for å avgjøre hvilke ressurser som skal tas med i analysene og hvordan de skal verdsettes. Samtidig gir en del mennesker med vilje et uriktig bilde av sine økonomiske ressurser. (2) En indirekte definisjon av fattigdom antar en evne til å omsette ressurser i levekår. Det forutsettes at måling av økonomiske ressurser vil gi et korrekt (forts...)

fattigdomsmålet tar utgangspunkt i folks faktiske levekår. Det er aspekter ved fattiges situasjon, som for eksempel lavt forbruk eller dårlige levekår, som står i fokus. Begrepet relativ deprivasjon er nært forbundet med denne tilnærmingen (jf Lian mfl 1999). Forskningen på fattigdom har hittil i hovedsak begrenset seg til inntektsdata. Enkelte nordiske studier har likevel forsøkt å se disse to tilnærmingene i sammenheng, og har dokumentert at de fanger opp dels ulike grupper av befolkningen (Ringén 1985, Hallerød 1991, 1992, Lian mfl 1999). Dette betyr at det eksisterer mange ulike og komplementære mål på fattigdom, hvorav det å motta økonomisk sosialhjelp kan oppfattes som ett.

Ser vi mer konkret på hvilke grupper som kan oppfattes som fattige ut fra de mest brukte fattigdomsmålene, viser de nyere norske analysene at inntektsfattigdom⁸ (Lian mfl 1999) i stor grad avhenger av sosioøkonomisk status og husholdssammensetning. I Norge er det i første rekke det å være arbeidsledig, under utdanning eller pensjonert som bidrar til lav inntekt.⁹ I tillegg er hushold med bare én voksen person utsatt. Det gjelder i særlig grad unge aleneboende under 30 år, men også aleneboende generelt og enslige forsørgere med barn under 16 år.

Benyttes i stedet såkalt akkumulert deprivasjon¹⁰ som fattigdomsindikator, har selvsagt lav inntekt fremdeles vekt, selv om betydningen er relativt liten (Lian mfl 1999). Også her er det husholdssammensetningen som er utslagsgivende, i tillegg til sosioøkonomisk status. Alt annet likt har studenter, hjemmeværende og selvstendig næringsdrivende økt sannsynlighet for akkumulert deprivasjon. Det samme gjelder enslige forsørgere, uavhengig av barnas alder, og aleneboende under 30 år.

Oppsummert tyder norsk sosialhjelpsforskning og fattigdomsforskning på at det er bestemte ressurser, buffere og strukturelle betingelser som henholdsvis øker og reduserer risikoen for å motta sosialhjelp eller være «fattig». Fordi undersøkelsene er basert på tverrsnittsmateriale, er det ikke alltid like klart hvilken vei årsakspilen går, fra levekår til sosialhjelp, eller omvendt, eller om den over tid går begge veier.

(...forts.) bilde av individers velferd. Mange studier viser at individers levekår varierer mellom husholdninger med identiske økonomiske ressurser. En grunn til dette er at folk har forskjellige utgiftsnivå og at evnen til å omsette penger i økonomiske ressurser varierer. Konklusjonen er derfor at økonomiske ressurser, selv om vi er i stand til å måle dem, bare kan fungere som en delvis indikator på fattigdom.

⁸ Inntektsfattigdom defineres her som inntekt under 50 prosent av medianinntekt (jf Lian mfl 1999).

⁹ Det kan innvendes at ungdom under utdanning ikke er fattige i tradisjonell forstand, fordi utdanningsfasen må forstås som en overgangsfase.

¹⁰ I dette målet inngår informasjon om boligdeprivasjon, mangel på forbruksgoder og ulike nødvendighetsgoder i tillegg til inntekt.

Blant viktige variabler er: Inntekt (eller materielle ressurser som er korrelert med inntekt som eie/leie bolig), helse, etnisk tilhørighet, og arbeidsledighet. Viktig er også husholdssammensetning og -størrelse: Å være aleneboende eller enslig forsørger øker risikoen for fattigdom og sosialhjelpsforbruk. I vår egne analyser av levekårsundersøkelsen 1995 og av kommunedata skal vi trekke veksler på disse resultatene.

3.4 Storbyer, levekårsproblemer og hopning

Storbyer representerer omgivelser som kan forsterke behovet for sosialhjelp hos ressursvake og personer med levekårsproblemer. Flere legger vekt på såkalt *hopning av levekårsulempene*, det vil si at levekårsulempene «virker sammen» og forsterker hverandre (Sæbø 1993, Hagen, Djuve og Vogt, 1994). Et eksempel på hopning kan være at arbeidsledige i byene i større grad også har rusproblemer enn arbeidsledige i distriktene. De kommer derfor vanskeligere i jobb, og de blir i større grad avhengige av økonomisk sosialhjelp. Hanssen og Terum (1992), har i sine analyser funnet at sammenhengen mellom arbeidsledighet og sosialhjelpsvekst er sterkere i storbyene enn i andre områder, noe som er forenlig med en slik hopningshypotese. En viktig grunn til at storbyene kjennetegnes av større levekårsproblemer enn landdistriktene kan også være *at byene tiltrekker seg bestemte befolkningsgrupper med levekårsproblemer* (Brevik 1995, Fürst og Høverstad 1999). En del mennesker som har problemer i oppveksten flytter fra hjemkommunen og inn til de store byene. I byene vil de i større grad kunne finne likesinnede, rusmisbrukere vil lettere få tilgang på rusmidler, bymiljøet er mindre gjennomslukt og dermed er det, kan hende, mindre belastende å være sosialklient. Slike forhold bidrar antakelig til at personer som ellers ville ha vært sosialklienter i forstads- og landkommuner, blir sosialklienter i byene i stedet. Det er anslått at blant de om lag 6200 hjemløse i Norge, er over en tredjedel å finne i Oslo (Ulfstad 1997). Dette kan også være viktig som forklaring på variasjoner innad i storbyene. Det er gode grunner til å anta at i den grad det skjer tilflytting av sosialklienter til storbyene, så skjer det til bestemte deler av storbyene.

Den samme tendensen til å søke mot storbyene finner vi også hos en del flyktninger- og innvandrergupper, som isolert sett er grupper med større bruk av økonomisk sosialhjelp enn totalbefolkningen (Kalve og Osmunddalen 1995, Djuve og Hagen 1995 og Hagen 1997:21). Flyktningene vil ofte, etter en tid i en landkommune, flytte inn til de store byene, hvor de finner flere med samme nasjonale og/eller kulturelle bakgrunn. Mange vil også være mer fortrolig med en storbykultur. Nok en grunn til at utgiftene til sosialhjelp er høyere i byene kan være at *utgiftsnivået generelt er høyere, og ikke minst at boligutgiftene er høyere*. Dette er ikke i seg selv et

levekårsproblem, men høye boligutgifter vil kunne føre til at folk lettere får økonomiske problemer enn i landdistriktene. Dessuten vil høye boutgifter fordre større enkeltutbetalinger til dem som får bidrag fra sosialetaten, noe som øker sosialhjelpsutgiftene uavhengig av klientratene. Langørgen (1995) fant, i en analyse på oppdrag fra Rattsutvalget (NOU 1996:1), at gjennomsnittlig kvadratmeterpris på brukte boliger hadde betydning for kommunale sosialhjelpsutgifter. Høye boutgifter kan også bidra til en hopningseffekt; å bli arbeidsledig behøver ikke i seg selv å føre til at man må få hjelp fra sosialkontoret, men sannsynligheten for at man som arbeidsledig må ha hjelp fra sosialkontoret øker når man også har høye boligutgifter (jf Sæbø 1995, Clausen 1996).

En siste faktor kan være *at det sosiale nettverket i byene er svakere enn i distriktene*, at det for eksempel er flere skilsmisser og flere enslige forsørgere, eller at innslaget av folk med rusproblemer er større (Langøren 1995, Rongen 1996). Egne analyser av levekårsundersøkelsen 1995 viser også at det sosiale kontaktnettet er smalere i storbyene enn ellers (se kapittel fire).

I de neste kapitlene vil vi mer i detalj gå gjennom hovedresultatene i to sentrale forskningsrapporter fra 90-tallet (Langøren 1995, Rongen 1996), siden det er disse som i stor grad danner grunnlaget for våre analyser og reanalyser.

3.5 Sammenfatning

Tidligere studier av variasjonen i sosialhjelpsutgifter mellom kommuner har i hovedsak fokusert på sosioøkonomiske forklaringsvariabler. Betydningen av alternative forklaringen, som ulike normer og verdier i forhold til bruk av sosialhjelp (terskler) og variasjoner i tildelingspraksis som følge av profesjonsideologier og lokale politiske preferanser, har ikke i samme grad blitt testet ut, selv om enkeltstudier har påvist at slike forhold kan ha en selvstendig effekt. I våre analyser vil vi også konsentrere oss om de sosioøkonomiske forklaringsfaktorene, da blant annet tildelingsrutiner og -kriterier belyses i et annet delprosjekt (jf Fürst og Høverstad 1999).

De sosioøkonomiske kjennetegnene som har vært benyttet i tidligere forskning kan deles i fire hovedgrupper: (1) Husholdenes inntektssituasjon/materielle levekår, (2) husholdsmedlemmenes tilknytning til arbeidsmarkedet og/eller tryggestatus, (3) husholdsmedlemmenes individuelle og sosiale ressurser, og til slutt, (4) husholdenes størrelse, sammensetning og husholdsmedlemmenes alder og livsfase.

Av disse kategoriene av forklaringsfaktorer er de ulike inntekts- og fattigdomsmålene i utgangspunktet det målet som mest direkte kan kobles til det å ha

«dårlig råd», og dermed behov for økonomisk sosialhjelp. De andre målene framstår heller som indikatorer på individuell risiko/sjanse for å ikke ha en jobb og dermed ha redusert inntekt, eller være uten inntekt.

Ser vi på forklaringsfaktorer knyttet til storbyproblematikken spesielt, synes følgende faktorer å være interessante: (a) At det sosiale nettverket i byene er svakere enn i distriktene, (b) at hopning av levekårsproblemer er mer vanlig i byene, (c) at byene tiltrekker seg bestemte befolkningsgrupper med levekårsproblemer, og/eller (d) at utgiftsnivået generelt er høyere, og ikke minst at boligutgiftene er høyere i storbyene.

Kapittel 4 Levekår og sosialhjelp – en analyse av Levekårsundersøkelsen 1995

Hva kjennetegner dem som mottar sosialhjelp? Det er spørsmålet som skal belyses i dette kapittelet. Et hovedpoeng i analysen er å komme fram til noen sett av faktorer som viser en statistisk sammenheng med – korrelerer med – det å være sosialklient, og som derfor kan tjene som indikatorer på «sosialhjelpsbehov» i kommuner og bydeler.¹

Denne analysen av individ- og husholdsdata er ment å gi ammunition og ideer til den aggregerte analysen: Hvilke variabler på individnivå korrelerer med sosialhjelpsmottak og bør inngå som variabler i analysen av kommunale/bydelsvis variasjoner i sosialhjelpsutgifter? Vi antar altså i utgangspunktet at variabler som korrelerer med sosialhjelpsmottak på individnivå, også kan være av betydning på aggregert nivå, for eksempel på kommunenivå.

Dessuten tror vi det kan være interessant å vurdere forhold som det ikke finnes opplysninger om, i for eksempel kommunedatabasen eller i annen offentlig statistikk, og som det derfor ikke har vært kontrollert for i analyser på kommunenivå. Slik vil levekårsanalysen gi en pekepinn om hva de aggregerte analysene ikke fanger opp. Eksempler på slike forhold kan være individuelle ressurser som mental helse, eller materielle ressurser som det å eie egen bolig.

I kapittel 3 drøftet vi ulike teoretiske tilnærminger til å forstå variasjonene i sosialhjelpsbruk på individnivå og på kommunenivå. I den etterfølgende analysen av Levekårsundersøkelsen 1995 skal vi trekke vekslers på denne diskusjonen. I tråd med gjennomgangen i kapittel tre har vi delt de uavhengige variablene i fire grupper: a) sosiodemografiske variabler, b) økonomiske og materielle ressurser, c) individuelle og sosiale ressurser, og d) arbeidsmarkedstilknytning.

¹ Det betyr at vi er mer opptatt av faktorer som samvarierer med det å motta sosialhjelp, og ikke nødvendigvis av faktorer som forklarer eller predikerer sosialhjelpsmottak. Spørsmålet burde i så fall vært: Hva fører til at folk blir og forblir sosialhjelpsklienter? I vitenskapelige, årsaksorienterte analyser vil formålet ofte være å besvare slike spørsmål. I denne sammenheng er det viktigere å identifisere faktorer som korrelerer med sosialhjelpsmottak. Det betyr at vi ikke kan, og heller ikke i utgangspunktet har noen ambisjon om, å si noe om i hvilken retning årsakspila går.

4.1 Data og metode

Utvalg

Denne analysen er basert på Levekårsundersøkelsen 1995 (LKU1995). LKU1995 er en landsomfattende representativ spørreundersøkelse blant et utvalg av befolkningen som er 16 år og eldre. LKU1995 omfatter 3785 personer. Nettoutvalget; det utvalget det ble oppnådd intervju med, omfatter drøyt 75 prosent av bruttoutvalget; de spurte. Det er bare mindre uoverensstemmelser mellom netto- og bruttoutvalget hva angår fordelingen etter kjønn, alder og region (Rommetveit 1997:11).

Variabler

Avhengig variabel er husholdenes sosialhjelpsbruk, og husholdet anses som sosialhjelpsbrukere om én i husholdet mottar sosialhjelp. Det er 209 intervjupersoner som bor i hushold der minst en person mottar sosialhjelp. I hushold med flere personer behøver det derfor ikke være intervjupersonen som er sosialhjelpsmottaker. Det innebærer at det ikke nødvendigvis er noen direkte sammenheng mellom individuelle karakteristika, som for eksempel utdanning, og husholdets sosialhjelpsmottak. Det kan være andre i husholdet enn den intervjuede som er sosialhjelpsmottakeren. Sagt med andre ord: det er ikke nødvendigvis intervjupersonen med lav utdanning som har behov for og kvalifiserer for sosialhjelp. Det kan være sønnen som bor i samme hushold, som er arbeidsledig og uten rett til dagpenger. At sosialhjelpsbruken er knyttet til hushold og ikke individ gjør det vanskelig å årsaksforklare (kausal- fortolke) de statistiske sammenhengene. Kausalfortolkning er imidlertid ikke en hovedambisjon i denne analysen; en påvisning av (mangel på) statistisk sammenheng er viktigere. Likevel er ikke individuelle egenskaper ved intervjupersonen helt uten relevans for hvorvidt et hushold mottar sosialhjelp eller ei, siden sosialhjelp ytes ut fra en totalvurdering av husholdets økonomi. Hushold med voksne hjemmeboende barn uten arbeidsinntekt eller trygde-/dagpengerettigheter er likevel et unntak, siden disse vil motta sosialhjelp uavhengig av foreldrenes økonomi.

Uavhengige variabler

Utvalget av uavhengige variabler er gjort på bakgrunn av tidligere forskning om sammenhengen mellom sosialhjelpsbruk og levekår, de eksisterende fordelingskriteriene i det offentlige inntektssystemet for kommuner og fylkeskommuner (jf Rattsutvalget) og ellers hva vi tror eller har mistanke om at har betydning for

etterspørselen etter økonomisk sosialhjelp. De uavhengige variablene vi har tatt med er alder, kjønn, bosted, familietype, antall barn, ressurser, helse, sosial kontakt, fattigdom, om en disponerer bil, leie/eieforhold til bolig, boligtype og tilknytning til arbeidsmarkedet. Det gjøres nærmere rede for enkeltvariablene i vedlegg én.

Metode

Vi gjør først bruk av enkle krysstabuleringer der de bivarierte sammenhengene signifikant testes. Hensikten er å finne ut om det å motta sosialhjelp henger sammen med hver og en av de uavhengige variablene. På annet trinn i analysen foretas multivariat logistisk regresjon av samtlige variable (Hosmer og Lemeshow 1989). Denne gir oss mulighet til å studere «de kontrollerte» separate effektene av alle variablene samtidig på mottak av sosialhjelp. Vi får dermed vite om hver og en av effektene har et selvstendig bidrag, eller om det forekommer overlapping, for eksempel om effekten av lav inntekt «egentlig» er en effekt av lav utdanning. I tredje trinn tester vi en del utvalgte samspillseffekter, én av gangen. Formålet med dette er å finne ut om det er bestemte kombinasjoner av egenskaper som øker eller minsker risikoen for sosialhjelp. Særlig er vi interessert i samspill mellom bosted og familiefase på den ene siden, og forhold som alder, arbeidsledighet med videre på den annen. Effektmålet er den såkalte oddsratioen som er et uttrykk for om den relative risikoen for sosialhjelp er større eller mindre enn en valgt referansekategori.

4.2 Resultater

Vi skal først se på sammenhengene mellom sosialhjelpsmottak og de uavhengige variablene, som er listet opp ovenfor, hver for seg, det vil si bivariat.

Tabell 4.1 i vedlegg én viser følgende hovedtrekk: Av de sosiodemografiske variablene husholdsvariablene er alder og familiefase viktige; det er de yngste og de enslige forsørgerne som er mest utsatt. Derimot er det ingen sikker sammenheng mellom å motta sosialhjelp og bosted, kjønn og antall barn. Isolert sett er det altså ingen «storbyeffekt» å spore. Dessverre er det ikke mulig å skille Oslo fra andre norske storbyer. Muligens er Oslo den eneste storbyen i Norge der en storbyfaktor er til stede. På den annen side kan vi heller ikke utelukke at en eventuell storbyfaktor i Oslo er lokalisert til bestemte bydeler. Det er et velkjent faktum at levekårene varierer enormt mellom de enkelte bydelene i Oslo (Hagen mfl 1994, Djuve mfl 1996). Det vil vi komme tilbake til i diskusjonen.

Det er også en klar sammenheng mellom hvor omfattende det sosiale nettverket er og mottak av sosialhjelp. Jo flere sosiale kontakter, jo lavere er andelen i sosialhjelpshushold.

Ressursvariablene, både de materielle og menneskelige, er alle korrelert med sosialhjelp. Sterke samband finner vi mellom sosialhjelp og økonomiske/materielle forhold som inntektsfattigdom, leie av bolig, det å disponere bil, og det å bo i blokk. I tillegg er det klare sammenhenger mellom sosialhjelp og «menneskelig kapital»-ressurser som utdanning, mental helse og fysisk helse. Og alle utslagene er i forventet retning: ressursvikt, av materiell og menneskelig art, er forbundet med det å være sosialhjelpsmottaker.

Viktigheten av arbeidsmarkedstilknytning er også meget klar. Av nåværende arbeidsledige er hele 31 prosent mottakere av sosialhjelp, mens fem prosent av de øvrige er «avhengige» av slik hjelp. En noe svakere, men like fullt markant effekt er det av å være yrkespassiv på intervjudtidspunktet.

Spørsmålet som nå melder seg er om de bivariate sammenhengene holder under kontroll for hverandre, eller om noen «nulles ut» og oppheves. Spesielt vil vi tro at de materielle ressursvariablene i bunn og grunn måler omtrent det samme, hvilket betyr at kun enkelte av dem ville være tilstrekkelig i den multivariate modellen. Svaret framgår av tabell 4.2 i vedlegg én.

Tabell 4.2 i vedlegg én viser en full modell som inneholder alle de uavhengige variablene. Ett viktig funn er at mange av de bivariate sammenhengene også gjenfinnes her i kontrollert form. Det er således egne separate (kontrollerte) effekter av hver av de uavhengige variablene på sjansen for at én i husholdet mottar sosialhjelp. Dette betyr at de bivariate sammenhengene som oftest har et selvstendig bidrag, og ikke overlapper. Hvis det er ønskelig og mulig å anvende dem som fordelingskriterier på kommunenivå, bør hver og en av dem telle. Kjønn forblir imidlertid uten betydning både i bi- og i multivariat sammenheng.

Selv om vi har kontrollert for en rekke variabler, har de unge voksne (16–24 år) større risiko for å tilhøre et sosialhjelpshushold enn eldre. Det står fast at enslige forsørgere skiller seg fra de øvrige husholdstypene ved høyere risiko for sosialhjelp. I førstnevnte tilfelle kan manglende rett til trygdeytelse som arbeidsledighetstrygd spille en rolle, i sistnevnte tilfelle vil mange enslige forsørgere uten arbeid ha rett til trygdeytelse (overgangsstønad), men denne kan oppleves som så lav at en del likevel trenger å supplere med sosialhjelp.

Vi ser at den tidligere sterke signifikante effekten av fattigdom faller helt bort. Det skyldes særlig virkningene av blokk og bil, men også leie/eievariabelen. En nærliggende tolkning av dette er at å mangle bil, bo i blokk og leie husvære er korrelert med å være fattig slik vi her har definert det. Derfor «forsvinner» den direkte effekten av å være fattig. Likevel vil vi argumentere for at det er en indirekte effekt

av fattigdom til stede; fattigdom virker gjennom tilgang til de materielle godene vi her har listet opp. Med andre ord er fattigdomsvariabelen et brukbart mål på sosialhjelpsbehov, og det å mangle materielle goder som bil og måtte leie sin bolig kan oppfattes som aspekter ved det å være «fattig».

Et annet funn som er verdt å merke seg er at et par av variablene som *ikke* var signifikante i bivariat sammenheng, blir signifikante i multivariat sammenheng. Det gjelder bosted og antall barn: under kontroll for de øvrige variablene er risikoen for sosialhjelp større utenfor store byer, og jo flere barn som er i husholdet. I begge tilfeller er det de økonomiske og særlig de materielle variablene som modifierer de opprinnelige bivariate sammenhengene. Mer detaljerte analyser viser at det i begge tilfeller er variablene blokk, bil og eie/leie husværet som er viktige. En tolkning av bostedseffekten er som følger: når vi har tatt hensyn til at det er flere i storbyene som bor i blokk og som ikke eier bil, og som leier – alle forhold som i seg selv øker sosialhjelpsrisikoen, er det å bo på et sted med færre enn 100 000 innbyggere forbundet med en høyere risiko for å bli sosialhjelpsmottaker. Det er grunn til å notere seg at sammenhengen mellom bosted og sosialhjelpsrisiko i liten grad endrer seg når vi kontrollerer for grad av sosial kontakt. En vanlig forestilling er at det sosiale nettverket er bedre på mindre steder enn i storbyer. Denne oppfatningen bekreftes også i vårt materiale,² men dette forholdet forklarer altså ikke sambandet mellom bosted og mottak av sosialhjelp.

En tolkning av effekten av antall barn i husholdet er følgende: gitt at tilfanget av materielle goder (leie-eie/bil/blokk) er den samme i alle hushold – enten de har mange barn eller ingen –, så er det, kanskje opplagt, at risikoen for sosialhjelp øker med tallet på barn, da det øker forsørgelsesbyrden.

Som sagt må vi også være oppmerksomme på at vi i hovedsak står overfor statistiske sammenhenger, noe som ikke må forveksles med årsakssammenhenger. Tverrsnittsundersøkelser som Levekårsundersøkelsen tillater strengt tatt ikke slutninger om kausalitet mellom de uavhengige variablene og den avhengige. Likevel kan man selvsagt sannsynliggjøre slike kausalforbindelser.

Det neste spørsmålet er om det forekommer (parvise) samspill mellom uavhengige variabler med hensyn til sosialhjelp. Samspill eller interaksjon innebærer at forbindelsen mellom en uavhengig variabel og den avhengige er betinget av verdien på en tredje variabel. Ett eksempel er at sannsynligheten for at en person med lav utdanning mottar sosialhjelp er høyere dersom personene bor i storby enn i mindre urbane strøk. Tabell 4.5 i vedlegg én viser en serie utvalgte samspillsledd og hvorvidt de er statistisk signifikante.

Kun én samspillseffekt er signifikant: *bosted * alder*. To andre interaksjonsledd er i nærheten av å være statistisk sikre: *bosted * familiefase*, og *bosted * sosial kontakt*.

² Korrelasjonen mellom bosted og sosial kontakt er .154 og er klart signifikant.

Ingen av de 18 øvrige signifikanstestene er i nærheten av statistisk sikkerhet ut fra konvensjonelle vurderinger (jf vedlegg én).³

For å få et mer detaljert og forståelig bilde av det påviste samspillet, har vi laget en kombinert variabel av bosted og alder. Den nye variabelen antar seks verdier (16–24 år i storby, 25–44 år i storby, 45–66 år i storby, 16–24 år utenfor storby, 24–44 år utenfor storby, 45–66 år utenfor storby). Denne kombinerte variabelen er så innført i den multivariate logistiske modellen til erstatning for henholdsvis alder og bosted. Av disse seks gruppene er det to som spesielt utmerker seg i den forstand at vi får signifikante effekter: *Unge utenfor storby* har spesielt høy risiko for å motta sosialhjelp, og *eldre i storby* har spesielt lav risiko for å motta sosialhjelp (resultater ikke vist her). Dette bekreftes av en bivariat analyse av denne kombinerte variabelen og mottak av sosialhjelp (jf tabell 4.4 i vedlegg én). Den bivariate og den multivariate analysen gir imidlertid forskjellige resultater for *unge i storby*: den bivariate analysen viste at andelen sosialhjelpsmottakere blant unge i og utenfor storby lå over gjennomsnittet på 6,5 prosent, men at andelen med sosialhjelp blant unge i storby var litt lavere enn blant unge utenfor storby (hhv 8 prosent og 10 prosent). I den multivariate analysen ligger derimot unge i storby under gjennomsnittet (selv om det er et resultat som ikke er statistisk sikkert). Som nevnt har unge utenfor storby et høyere uttak sosialhjelp enn gjennomsnittet både i den bivariate og i den multivariate analysen.

Hvordan kan dette mønsteret gis mening? En tolking er at de variablene som inngår i den multivariate analysen langt på vei «forklarer» hvorfor de unge i storby ligger over gjennomsnittet for bruk av sosialhjelp. Eksempler kan være mangel på materielle goder, dårlig helse og svakt sosialt nettverk. De samme variablene forklarer derimot *ikke* hvorfor unge utenfor storby forholdsvis ofte mottar sosialhjelp. Det indikerer at det er særskilte forhold for unge i mindre urbane strøk som ikke fanges opp av våre andre uavhengige variabler. Hvilke forhold det er, vet vi ikke. En mulig forklaring kan likevel være at det i storbyene er forholdsvis mange studenter i aldersgruppen 16–24 år, en gruppe det er få av i mindre urbane strøk. Da studenter normalt ikke har rett til sosialhjelp i ti av årets tolv måneder, vil en høy andel studenter i seg selv bidra til å redusere andelen sosialhjelpsmottakere blant de unge i storbyene.

Å bo i blokk er sterkt korrelert med urbaniseringsgrad. I vårt datasett er det en klar bivariat sammenheng mellom disse to ($\phi = .381$). Det kan derfor tenkes at å bo i blokk er en mer treffsikker indikator på urbaniseringsgrad enn antall innbyggere (dvs mer eller mindre enn 100 000 innbyggere). Foran har vi tolket blokk/ikke-blokk som uttrykk for tilfanget av materielle ressurser. Det kan være en misvisende

³ Vi gjør oppmerksom på at jo flere samspillsledd som testes, jo større er sannsynligheten for at signifikante resultater produseres av ren slump.

tolkning. Det er mulig at å bo i blokk bedre fanger inn en «storbyfaktor» enn tallet på innbyggere. Blokk er antakelig mer sensitiv for viktige sosiale og geografiske forskjeller innad i storbyene, forskjeller som urbaniseringsvariabelen ikke fanger opp. Dersom det er tilfellet, har vi faktisk identifisert en markant «storbyeffekt» i vårt materiale, men den fanges opp av «blokk» og ikke av innbyggertallet. Strengt tatt gir begrepet «storbyeffekt» gale assosiasjoner. Det er ikke en genuin storbyeffekt vi identifiserer, men en «drabantbyeffekt», eller «indre by effekt». Funnet illustrerer at storbyene – og kanskje spesielt Oslo – er svært sammensatte geografiske enheter. I Oslo finnes de beste og verste levekårene i Norge. Det fanger «blokk» opp, men naturligvis ikke «urbaniseringsgrad».

4.3 Oppsummering og diskusjon

I vår analyse av Levekårsundersøkelsen 1995 finner vi klare sammenhenger mellom å motta sosialhjelp og en rekke levekårsindikatorer. Sterke samband finner vi mellom sosialhjelp og økonomiske/materielle variabler som leie bolig, disponere bil, og å bo i blokk. Fattigdom har en indirekte effekt ved at den virker gjennom de nevnte materielle forholdene. Det er en klar sammenheng mellom hvor omfattende det sosiale nettverket er og mottak av sosialhjelp. Jo flere sosiale kontakter, jo lavere er andelen i sosialhjelpshushold. I tillegg er det klare sammenhenger mellom sosialhjelp og individuelle ressurser som utdanning, mental helse, og fysisk helse. Alle utslagene er i forventet retning: ressursvikt av materiell og menneskelig art øker risikoen for å være sosialhjelpsmottaker. Betydningen av arbeidsledighet er også markant, og er blant de viktigste faktorene. Å være enslig forsørger er også en risikofaktor som virker uavhengig av dem som er nevnt.

Vi har testet over 20 samspillsledd. Kun ett er signifikant. Når vi kontrollerer for en rekke andre forhold, finner vi at unge (16–24 år) mennesker som bor utenfor storbyene (mer enn 100 000 innbygger), har høy risiko for å være sosialhjelpsmottakere, mens eldre (45–66 år) i storby har spesielt lav risiko. Her skal vi være oppmerksom på at vi har «kontrollert bort» effektene av forskjeller i helse, utdanning, fattigdom, arbeidsledighet osv. Vi vet ikke hvilke forhold som genererer dette resultatet. En forklaring er at det i storbyene er forholdsvis mange studenter i aldersgruppen 16–24 år. Sammensetningen av ungdomsgruppen kan således være svært forskjellig i storbyene sammenliknet med andre steder. Da studenter ikke har rett til sosialhjelp i ti av årets tolv måneder, vil en høy andel studenter i seg selv bidra til å redusere andelen sosialhjelpsmottakere blant de unge i storbyene sammenliknet med kommuner utenfor storbyene.

Som sagt skal vi være varsomme med å fortolke disse sambandene kausalt. Det er enkelte forhold vi ikke har opplysninger om i LKU1995. En sentral variabel vi mangler er etnisk tilhørighet, eller innvandrer-/flyktningestatus. Det synes å være et etablert funn at ikke-vestlige innvandrere har forhøyet risiko for å motta sosialhjelp (Hagen 1997). På den annen side er det ikke sikkert at våre resultater her er alvorlig påvirket av at vi ikke har med en variabel som måler ikke-vestlig innvandring. Grunnen er at i analysen til Djuve mfl (1996) endres få opprinnelige sikre effekter når de inngår i en modell sammen med ikke-vestlige innvandrere (se Djuve mfl 1996:96,97). Dessuten kan det være at enkelte variabler indirekte fanger opp ikke-vestlig bakgrunn. Gode eksempler på det er arbeidsledighet og antall barn.

I vår analyse er den avhengige variabelen om en person i husholdet mottar økonomisk sosialhjelp. Dette er et grovt mål på forbruk av sosialhjelp, i tillegg til at vi ikke vet om det er vedkommende respondent eller andre i husholdet som er mottaker. Det sier lite eller ingenting om hvor store beløp som mottas per måned, ikke hvor lenge respondenten selv eller andre i husholdet mottar stønad, og heller ikke om stønadssituasjonene er kortvarige eller langvarige. Derfor er det forbundet med betydelig usikkerhet å oversette resultatene fra denne analysen til anslag over utgiftsbehov forbundet med de enkelte uavhengige variablene.

Det er også metodiske egenskaper ved den logistiske modellen som tilsier en viss forsiktighet med tanke på praktisk anvendelse. Ved analyse av dikotome avhengige variabler er logistisk regresjon velegnet, men vi kan ikke uten videre oversette fra oddsratioer til prosent, og derfra til fordelingsnøkler,⁴ selv om enkelte tidligere har gjort dette (jf f eks Djuve mfl 1996).

Et annet metodepoeng er at Levekårsundersøkelsen 1995 opererer med fylkespar som geografiske enheter. Det følger av den utvalgsplanen som SSB benytter. Derfor kan vi for eksempel ikke skille Oslo fra de tre andre storbyene i landet, eller fra Akershus fylke. Det betyr at vår mulighet til å kontrollere for en eventuell

⁴ Den såkalte logiten – logaritmen til $p/1-p$, varierer mellom 0 og 1 (p er en sannsynlighet). Det er ikke tilfellet i lineær regresjon. Ulempen med denne typen regresjon er at parameterne ikke er avgrenset til å variere mellom 0 og 1 (Bohrnstedt og Knoke 1994:340). Den logistiske modellen som tilpasses dataene er ikke lineær som i OLS (ordinary least square regression), men såkalt sigmoid: Sannsynligheten varierer mellom 0 og 1. Den øker langsomt fra 0 til .25, øker raskt og tilnærmet lineært fra .25–.75 og avtar deretter langsomt fra .75 mot 1 (Bohrnstedt og Knoke 1994). Generelt er det derfor ikke slik at en enhets endring på den uavhengige variabelen ledsages av en tilsvarende proporsjonal endring av oddsratioen, og spesielt ikke ved lave (0–.25) og høye (.75–1) sannsynligheter. Tilnærmet lineær er sammenhengen likevel ved middels sannsynligheter (.25–.75). Derfor har ikke oddsratioene kardinale egenskaper, kun ordinale. Strengt tatt kan vi kun si at en oddsratio er større eller mindre enn en annen, men ikke hvor mye større eller mindre

storbyeffekt er begrenset om denne kun finnes i Oslo. Noe som ikke synes urimelig på bakgrunn av gjennomgangen i kapittel to.

Vi skal imidlertid merke oss at vi finner en klar signifikant effekt av å bo i blokk. Antakelig er denne variabelen «følsom» for viktige sosiale og geografiske forskjeller innad i storbyene, forskjeller som urbaniseringsvariabelen ikke fanger opp. Dersom det er tilfellet, har vi faktisk identifisert en markant «storbyeffekt» i vårt materiale, men den fanges ikke opp av innbyggertallet. Strengt tatt gir begrepet «storbyeffekt» gale assosiasjoner. Det er ikke en genuin storbyeffekt vi står overfor, men snarere en «drabantbyeffekt», og en «indre by-effekt». Funnet illustrerer at storbyene er svært ulikt sosialt sammensatt. I storbyene, og spesielt i Oslo, finner vi de beste og de verste levekårene i Norge. Det fanges opp av variabelen «blokk», men ikke av «urbaniseringsgrad».



Kapittel 5 Kommunale variasjoner i sosialhjelpsutgifter

I forrige kapittel analyserte vi sosialhjelpsbruk på person- og husholdsnivå. Det viste seg at mottak av sosialhjelp var mest vanlig i hushold hvor intervjuobjektet var arbeidsledig, hadde dårlig fysisk og/eller mental helse, hadde lav formell utdanning og et snevert sosialt nettverk. I tillegg var det en større andel hushold som mottok sosialhjelp hvis de bodde i blokk framfor enebolig, hvis de ikke eide sin bolig, men måtte leie, og hvis de ikke hadde egen bil. Disse materielle ressursene igjen synes å henge sammen med en generell inntektsfattigdom.¹ Resultatene samsvarer godt med tidligere funn innen sosialhjelpsforskningen og levkårsforskningen (jf kapittel tre).

Vi fant likevel ingen klar storbyfaktor eller noen klare indikasjoner på at kommunens innbyggertall hadde noen innvirkning på sosialhjelpsforbruket. Analysene viser tvert om at det å være arbeidsledig, ha dårlig helse, lav utdanning, lav inntekt og det å bo i blokk, leie og så videre, har samme betydning for sosialhjelpsbruken i storbyene som i landet for øvrig. Bare alder så ut til å slå ut, da de aller yngste (16–25 år) utenfor storbyene har en høyere risiko og de aller eldste (45–66 år) i storbyene en lavere risiko for å bli sosialhjelpsmottaker enn andre aldersgrupper, uavhengig av bosted.

Hva så når vi beveger oss fra individ-/husholdsnivå til kommunenivå – er det fremdeles en sammenheng mellom for eksempel ledighet, utdanningsnivå, helse, boforhold og bruk av økonomisk sosialhjelp? Ved hjelp av aggregerte data for kommunene skal vi teste sammenhengen mellom disse demografiske og sosioøkonomiske kjennetegnene ved kommunenes innbyggere og deres utgifter til økonomisk sosialhjelp. Et sentralt spørsmål vi stiller er om trekk ved storbyene til forskjell fra de øvrige kommunene i seg selv bidrar til høye sosialhjelpsutgifter. Vi tar utgangspunkt i tidligere forklaringsmodeller (Langørgen 1995 og Rongen 1996). Disse reanalyseres med basis i 1996-data. Vi har da mulighet til å sjekke tidsfaktorens betydning for resultatene. I tillegg utvider vi og foredler disse ved å trekke inn nye, antatt relevante variabler, både faktorer som hadde effekt i individ-/husholdsanalysene (jf kapittel fire) og faktorer som synes interessante ut fra tidligere forskning og foreliggende teori (jf kapittel tre).

¹ Det å bo i blokk, det å leie og det å mangle personbil kan betraktes som indikatorer på det å ha dårlig økonomi. Når disse variablene tas med i forklaringsmodellen, forsvinner derfor effekten av inntekt (jf kapittel fire).

For å gjøre det lettere å følge den videre framstillingen, starter vi med å referere hovedkonklusjonene i Langørgens og Rongens arbeider, da de er viktige referansepunkter for våre analyser og drøftinger.

5.1 Tidligere analyser

Rattsøutvalget og Langørgens analyser

I forbindelse med Rattsøutvalgets arbeid gjennomførte Statistisk sentralbyrå ved Langørgen (1995) en rekke analyser av de kommunale variasjonene i sosialhjelpsutgifter per innbygger, samt variasjonen i antall sosialhjelpstilfeller og utgifter per sosialhjelpstilfelle. Det er resultatene av disse analysene vi kort refererer her.

Sosialhjelpsutgiftene ble definert med utgangspunkt i driftsregnskapets poster for utgifter til økonomisk sosialhjelp.² De forklaringsfaktorene som ble benyttet var inndelt i følgende tre grupper: (1) *Variabler som beskriver kommunal økonomi*, som for eksempel frie inntekter, (2) *variabler som fanger opp ulike strukturelle forhold i kommunene*,³ som den inverse folkemengde, storbystatus og liknende og (3) *variabler som beskriver ulike sosioøkonomiske forhold*. Sistnevnte avgrenser sosiale grupper med antatt høy sannsynlighet for å være klient, slik som arbeidsledige, skilte eller separerte, personer med overgangsstønad, uføre og liknende, samt kombinasjoner av disse såkalte hopningsmål (eller samspillsledd).

Hovedresultatene fra analysene er at utgiftene til økonomisk sosialhjelp per innbygger i en kommune øker hvis andelen arbeidsledige, særlig unge arbeidsledige under 25 år, andelen skilte og separerte og andelen «fjernkulturelle» flyktninger og innvandrere øker. Han finner ingen klar og entydig storbyeffekt, selv om utgiftene til sosialhjelp per innbygger øker med økende folketall (målt som den inverse

² Utgiftene til økonomisk sosialhjelp tilsvarer driftsregnskapets begrep om utgifter til økonomisk sosialhjelp. Det vil si summen av lønn i faste stillinger, annen lønn, sosiale utgifter, vedlikehold av bygninger og anlegg, andre driftsutgifter og, viktigst, overføringer til private. I tillegg gjennomførte han et utvalg analyser hvor han forsøkte å forklare variasjonene mellom kommuner i antall sosialhjelpsbrukere (klienter) per innbygger og sosialhjelpsutgifter per sosialklient.

³ Begrunnelsen for å ta med såkalte strukturelle trekk ved kommunen er, som vi også var inne på i kapittel tre, at det i kommuner med høyt folketall kan være større behov for sosialhjelp per innbygger, fordi det kan være særegne sosiale problemer knyttet til sentralisering og urbanisering. Samtidig kan vi ha en motsatt effekt ved at kommuner med få innbyggere og spredt bebyggelse, målt i reisetid, i seg selv kan gi økte kostnader i enkeltsektorer.

folkemengde). I tillegg til enkeltstående forklaringsvariabler benytter han også to hopningsmål (jf vedlegg to). Disse er begge statistisk sikre og positive, og gir dermed en klar indikasjon på at sosial segregering og geografisk konsentrasjon av «problem-grupper» har en selvstendig effekt på sosialhjelpsutgiftene. Sosial segregering og opphopning av utsatte grupper som arbeidsledige, skilte og innvandrere/flyktninger i ett og samme nærmiljø, kan føre til at det blir relativt mange ressurskrevende klienter, og dermed høye utgifter til sosialhjelp per klient. Utgiftene per klient øker også med prisnivået på boligmarkedet, og har sammenheng med at deler av sosialhjelpen går til dekning av boligutgifter. En høy andel mottakere av overgangsstønnad og en høy andel uførepensjonister bidrar imidlertid til reduserte utgifter til sosialhjelp per innbygger. Han tolker dette som at trykkesystemet faktisk har den tiltenkte effekten for grupper som faller ut av det ordinære forsørgelsessystemet. Langørgen fant ingen signifikante effekter av andelen enslige forsørgere, eller kommunale frie inntekter per innbygger. Sistnevnte oppfattes som en indikator på kommunenes økonomiske handlefrihet.

Rongens reanalyse av Langørgens modeller

Formålet med Rongens analyser var å teste om Rattsøutvalgets (eller Langørgens) analyser på sosialhjelps- og barnevernsområdet var dekkende for Oslos spesielle problemer. Han reanalyserer Rattsøutvalgets datamateriale fra 1993 og dokumenterer klare metodiske svakheter.⁴ Når det korrigeres for disse, får en statistisk sikre storbyeffekter for Oslo, så vel som Bergen, Stavanger og Trondheim.

Rattsøutvalgets forklaringsmodeller viser seg også å ha svake prediksjons-egenskaper, særlig for kommuner med svært høye eller svært lave utgifter til sosialhjelp. Det vil si at modellen i liten grad kan forklare utgiftsnivået i disse to kommunetypene. Rongen tester derfor ut andre funksjonsformer og andre variabler. Dette resulterte ikke i noen vesentlig forbedring ut over å endre settet av forklaringsfaktorer som har betydning for sosialhjelpsutgiftene. De nye uavhengige variablene som introduseres er: Andelen langtidsledige i forhold til yrkesaktive i kommunen, andel barn i barnehager som er tildelt ekstra ressurser, andel av den voksne befolkningen som har henholdsvis videregående skole eller høyskole-/universitetsutdanning som høyeste utdanning, og andelen yrkesaktive innbyggere i yrkesaktiv alder.

Det viste seg at andelen langtidsledige er en viktigere indikator enn andelen ledige over 25 år for å predikere sosialhjelpsutgiftene. I tillegg viste analysene at andelen nyankomne «fjernkulturelle» flyktninger gir et høyere utgiftsnivå, mens

⁴ For det første poengterer han at det ikke er tatt hensyn til heteroskedastisiteten i modellene. Noe som leder til misvisende signifikansverdier for de estimerte koeffisientene, og dermed til uriktige konklusjoner for analysene.

andelen «nærkulturelle» flyktninger har den motsatte effekten. Ut over dette viser analysen at andelen av barna i barnehage som er tildelt spesielle ressurser også samvarierer med høye sosialhjelpsutgifter. Hvordan dette skal tolkes er imidlertid ikke opplagt. Som et kriterium i et inntektssystem vil ikke denne variabelen være spesielt godt egnet, siden kommunene selv kontrollerer antallet som tas opp på spesielle vilkår.

Rongens konklusjon er at utvalgets valg av variabler trolig har vært litt for snevert. Ifølge han vil en analyse med flere variabler inne kunne gi til dels andre konklusjoner enn de Rattsøutvalget har kommet til. Særlig interessant er det at Oslo kommer ut med et signifikant høyere utgiftsnivå enn de andre kommunene, selv i modeller der det er kontrollert for svært mange strukturelle forhold.

Som et alternativ til utvalgets modeller ble Oslos 25 bydeler entret som separate kommuner. Begrunnelsen for denne modellendringen ligger i den store heterogeniteten mellom bydelene i Oslo, da enkelte bydeler har en stor opphopning av dårlige levekår og høye sosiale utgifter. Ifølge Rongen blir dette tilslørt når man beregner gjennomsnittstall for byen under ett, hvor også bydeler med svært gode levekår og lave sosiale utgifter inngår. Analysen med Oslo på bydelsnivå fører da også til en sterk forbedring i modellenes prediksjonsverdi. På denne bakgrunn konkluderes det med at utvalget bør revurdere de analysene som ligger til grunn for kriteriene i kostnadsnøkklene.

5.2 Utvalg, variabler og framgangsmåte

Vi følger opp Langørgens og Rongens arbeider og gjennomfører to typer analyser av kommunedataene. I dette kapittelet foretar vi en tradisjonell trinnvis regresjonsanalyse,⁵ hvor Oslo entres som én enhet. I kapittel seks gjennomføres en tilsvarende analyse, men med bydelene i Oslo som enheter i tillegg til de andre kommunene.⁶ I likhet med Rongen korrigerer vi også for heteroskedastisiteten i modellen (hva dette innebærer, beskrives i vedlegg tre).

⁵ De fleste sosiale fenomener har mange årsaker og er påvirket av en rekke ulike faktorer. Derfor er det aktuelt å analysere den avhengige variabelen i lys av mange uavhengige variabler samtidig, slik at en kan skille ut enkeltvariablenes effekt. Dette kan vi gjøre ved hjelp av en multivariat regresjonsteknikk.

⁶ Som tidligere nevnt fant ikke Rattsøutvalget noen sterk storbyfaktor, selv om en i senere reanalyser av materialet med andre modellspesifikasjoner gjorde det (Rongen 1996). Uansett er det mulig at noe av forklaringen på dette er at storbyene, og da i særlig grad Oslo, har så store variasjoner i befolkningens levekår og etterspørsel etter sosialhjelp, at forhold som har stor betydning i enkeltbydeler forsvinner når en benytter hele byen som enhet. (Forts...)

Hva ser vi på? (De avhengige variablene)

Hovedformålet med analysene i dette kapittelet er å finne faktorer som samvarierer med brutto utgifter til økonomisk sosialhjelp per innbygger, men vi vil også se på de kommunale variasjonene i sosialhjelpsutgifter per klient og antall klienter per innbygger. Disse to avhengige variablene vil blant annet kunne vise om faktorene som samvarierer med sosialhjelpsutgiftsnivået primært gjør det fordi de bidrar til å øke antallet klienter, eller fordi de «produserer» tunge klienter med stort og langvarig støttebehov.

Sistnevnte faktor, antall klienter per innbygger, er også en mer direkte parallell til den avhengige variabelen i levekårsanalysene i kapittel fire. I de analysene så vi på hvilke faktorer som forklarte om en eller flere i husholdet hadde vært i kontakt med sosialkontoret eller mottatt sosialhjelp, og ikke hvor mye i kroner og øre husholdet hadde mottatt i løpet av et år, eller hvor lenge de hadde hatt en relasjon til sosialkontoret.

Brutto utgifter til økonomisk sosialhjelp per innbygger er definert med utgangspunkt i data fra det kommunale driftsregnskapet. Brutto utgifter til økonomisk sosialhjelp vil i denne rapporten si summen av overføringer til private, samt summen av lønn i faste stillinger, annen lønn, sosiale utgifter, vedlikehold av bygninger og anlegg, eller andre driftsutgifter knyttet til økonomisk sosialhjelp. Tallene er fra 1996. Disse utgiftene er så delt på antallet innbyggere i kommunen per 1. januar 1997. Denne definisjonen av brutto utgifter til økonomisk sosialhjelp samsvarer med den avhengige variabelen som er benyttet i Rongens og Langørgens modeller, og er i hovedsak valgt for å gjøre våre resultater sammenliknbare med deres.

Brutto utgifter til økonomisk sosialhjelp per sosialhjelpstilfelle er definert med utgangspunkt i samme utgiftsmål som utgifter per innbygger, men vi har her delt beløpet på antall sosialhjelpstiltfeller og ikke antall innbyggere. Målet gir dermed en indikasjon på hvor mye hver enkelt sosialhjelpsklient får utbetalt i gjennomsnitt per år.⁷

Antall sosialhjelpstiltfeller per innbygger er et mål som andeler av befolkningen som får økonomisk sosialhjelp. Som redegjort for i kapittel to er det ikke én til én-sammenheng mellom dette og kostnadene per innbygger, da utbetalingene til den enkelte klient kan variere både fordi støttebehov (kroner per tidsenhet) og stønads-

(...forts.) Rongens analyser viste da også at modellen hvor Oslo ble splittet opp i bydeler, gir en mye bedre tilpasset modell, som forklarer en langt større del av variasjonen i utgiftsnivået. I tillegg bidrar den til å endre enkeltvariablers signifikansnivå, deriblant storbyfaktoren, som nå blir signifikant.

⁷ Et sosialhjelpstilfelle er riktignok ikke helt det samme som en stønadsmottaker, da en og samme person kan være registrert i flere kommuner som stønadsmottaker. Avviket vil imidlertid være minimalt på kommunenivå, selv om antallet sosialhjelpstiltfeller på landsnivå vil være høyere enn på antall stønadsmottakere.

lengde varierer (jf kapittel to). Den forteller oss likevel en del om andelen i befolkningen som er sårbar, i den forstand at de må be det offentlige om hjelp for en kortere eller lengre periode.

Hva kan være interessante sosialhjelpsindikatorer? (Uavhengige variabler)

Utvalget av indikatorer, eller uavhengige variabler, er foretatt på bakgrunn av resultatene fra tidligere analyser (jf kapittel tre og 5.1) og på bakgrunn av resultatene fra levekårsanalysene i kapittel fire. I hovedsak benytter vi det samme variabelsettet som Langørgen (1995), men har forsøkt å forbedre og presisere dem. I tillegg har vi utelatt en del variabler som ikke hadde statistisk pålitelig effekt i tidligere analyser. Vi gjør nærmere rede for de faktorene vi tester ved inngangen til hvert analysetrinn. En definisjon (operasjonalisering) av hver variabel finnes i vedlegg to.

Framgangsmåte

Vi starter med å se på sammenhengen mellom kommunenes innbyggertall og deres utgifter til økonomisk sosialhjelp. Vi legger så til Rattsøutvalgets forslag til kostnadsnøkler, og bygger videre ut forklaringsmodellen med flere uavhengige variabler, både de som er kjent fra Langørgens og Rongens analyser og nye variabler som synes interessante ut fra levekårsanalysene i kapittel fire.

Ved å benytte kommunenes innbyggertall og storbyvariabler, samt Rattsøutvalgets kostnadsnøkler, i en og samme forklaringsmodell, kan vi beregne om det er en befolkningseffekt og/eller storbyeffekt, som ikke fanges opp av Rattsøutvalgets kostnadsnøkler. En slik effekt vil komme til uttrykk som en positiv statistisk pålitelig sammenheng mellom kommunenes folketall og/eller storbyvariabelen, etter at det er kontrollert for «Rattsøkriteriene». At vi har kontrollert for «Rattsøkriteriene» vil si at vi i modellen har tatt hensyn til variasjon mellom kommuner i andelen skilte eller separerte, andelen arbeidsledige og andelen innvandrere og flyktninger uten rett til integreringstilskudd. Vi tester:

- Trinn 1: Sammenhengen mellom befolkningsmengde/storbyfaktor og brutto utgifter til økonomisk sosialhjelp.
- Trinn 2: Sammenhengen mellom befolkningsmengde/storbyfaktor og brutto utgifter til økonomisk sosialhjelp, kontrollert for Rattsøutvalgets kriterier
- Trinn 3: Sammenhengen mellom befolkningsmengde/storbyfaktor og brutto utgifter til økonomisk sosialhjelp, kontrollert for forklaringsfaktorene i Langørgens modeller.

- Trinn 4: Sammenhengen mellom befolkningsmengde/storbyfaktor og brutto utgifter til økonomisk sosialhjelp, kontrollert for en rekke «nye» og «gamle» forklaringsfaktorer (vår forklaringsmodell).

5.3 Trinn 1: Hovedstadseffekt, storbyeffekt og/eller befolkningseffekt?

Storbydimensjonen, kommunestørrelse eller innbyggertetthet kan spesifiseres på en rekke ulike måter. Vi har valgt å teste ut fire forskjellige mål som fanger opp ulike sider ved befolknings- og/eller storbydimensjonen. Ved å benytte ulike mål vil vi kunne illustrere modellens følsomhet overfor endringer i variabelinndeling og -spesifisering. Hvilke mål dette er, redegjør vi for under (se også vedlegg to).

Vi starter opp med å se på sammenhengen mellom innbyggertall og sosialhjelpsutgifter. Forskjell i innbyggertall viser seg da også alene å forklare 12,5 prosent av variansen i kommunenes sosialhjelpsutgifter per innbygger. Sammenhengen er positiv og innebærer at utgiftene til økonomisk sosialhjelp per innbygger er høyere jo høyere folketall en kommune har (jfr modell 1 i tabell 5.1 i vedlegg to). Det er også slik at storbyene Oslo, Bergen, Stavanger og Trondheim har høyere sosialhjelpsutgifter per innbygger enn de øvrige kommunene, om lag 700 kroner mer (jfr modell 2 i tabell 5.1 i vedlegg to), og Oslo alene har 1280 kroner mer i utgifter per innbygger enn de andre kommunene sett under ett (jfr modell 3 i tabell 5.1 i vedlegg to). Disse resultatene samsvarer med funnene i kapittel to.

Som gjennomgangen i kapittel to viste, er det også en del kommuner i tillegg til storbyene som har relativt høye sosialhjelpsutgifter per innbygger. For å få fram denne variasjonen er kommuner med færre enn 100 000 innbyggere delt i tre grupper etter innbyggertall (jfr vedlegg to). En modell med disse tre variablene, samt dummyen for Oslo og de tre andre storbyene, forklarer 24 prosent av variansen. Denne modellen viser dessuten at det ikke er markerte forskjeller i sosialhjelpsutgifter per innbygger mellom kommunene Bergen, Stavanger og Trondheim og kommuner med mellom 25 000 og 100 000 innbyggere. Det viser seg også at en økning i innbyggertallet på 5000 personer vil gi større utslag i sosialhjelpsutgiftene per innbygger i kommuner med færre enn 25 000 innbyggere enn i kommuner med høyere innbyggertall, inkludert Oslo. Sammenhengen mellom befolkningsmengde og sosialhjelpsutgifter per innbygger er derfor ikke lineær. Denne kunnskapen gjør at vi i flere av de etterfølgende analysene velger å bruke den inverse av befolknings-

mengden⁸ i stedet for den absolutte befolkningsmengde, da en slik spesifisering gir en bedre tilpasning til data, og dermed større samlet forklaringskraft.

Disse enkle bivariate modellene sier ingen ting om de prosessene som ligger bak den observerte samvariasjonen mellom befolknings-/storbyvariablene og nivået på de kommunale sosialhjelpsutgiftene. Det er imidlertid rimelig å fortolke dem som følger av økt urbanisering og befolkningskonsentrasjon. Fra tidligere forskning (jf kapittel tre) vet vi at bybeboere gjerne har svakere sosiale nettverk enn folk i distriktene, noe som kan bidra til større økonomisk sårbarhet. Videre finner vi ofte en hopning av levekårsproblemer i byene, spesielt i enkeltbydeler. De store byene trekker også til seg befolkningsgrupper med levekårsproblemer, som for eksempel rusmisbrukere. Det generelle kostnadsnivået er også høyere i de store byene, spesielt bokostnadene.

Rattsøutvalget har plukket ut tre sosioøkonomiske indikatorer som de mener har sterk sammenheng med sosialhjelpsutgiftsnivået i kommunene, og som i større eller mindre grad gjør et eget storbytillegg unødvendig. Det er andelen skilte eller separerte, andelen innvandrere og flyktninger uten rett til integreringstilskudd og andelen arbeidsledige. Vårt spørsmål er: *Har våre befolknings- og storbyvariabler effekt også etter at det er kontrollert for disse faktorene?* Hvis vi finner en slik effekt, indikerer det at store kommuner får en underkompensasjon i forhold til faktisk utgiftsnivå, og at denne underkompensasjonen er større desto høyere befolkningstall en kommune har. Det innebærer også at de nevnte kostnadsnøklerne ikke evner å fange opp de prosessene som fører til at store byer har høyere sosialhjelpsutgifter per innbygger enn små. La oss se hva som skjer.

⁸ Dersom forholdet mellom den avhengige og den uavhengige variabelen i en lineær regresjon ikke antas å være lineær, vil en ofte forsøke å transformere den uavhengige variabelen for å få en bedre tilpasning til data, f.eks. ved å bruke den inverse. Den inverse av folketallet eller befolkningsmengden vil gå mot null når folketallet går mot uendelig, og en enhets økning i folketallet når folketallet i utgangspunktet er stort, vil gi en svært liten reduksjon i den inverse av folketallet. Når folketallet er lite, vil en enhets endring i folketallet gi en større reduksjon i den inverse av folketallet. Sammenhengen mellom den inverse av folketallet og sosialhjelpsbruk per innbygger kan derfor gi en bedre lineær tilpasning enn sammenhengen mellom folketallet og sosialhjelpsbruken per innbygger. Fortegnet på sammenhengen vil dessuten snus, slik at en negativ koeffisient vil innebære at sosialhjelpsutgiftene øker med økende befolkningsmengde.

5.4 Rattsøutvalgets kostnadsnøkler – endrer de befolknings- og storbyeffektene?

De variablene som utgjør analysemodellen i dette avsnittet er, i tillegg til befolknings-/storbyvariablene, antall ikke-vestlige innvandrere per innbygger, antall skilte eller separerte 16–59 år per innbygger og andelen arbeidsledige henholdsvis 16–24 år og 25–66 år (jf vedlegg to).

«Rattsøkriteriene» bidrar til en økning av forklaringskraften på mellom 13 og 25 prosentpoeng, alt avhengig av hvilken befolknings-/storbyvariabel vi benytter (jf tabell 5.1b i vedlegg to).

En inkludering av Rattsøkriteriene fører til at hovedstadseffekten faller bort (jf modell 8b i tabell 5.1b i vedlegg to). Det skyldes i hovedsak *antall innvandrere uten rett til integreringstilskudd per innbygger*. Det vil si at den sosioøkonomiske forklaringsfaktoren som har sterkest sammenheng med sosialhjelpsutgiftsnivået, og i stor grad skiller Oslo fra de øvrige kommunene, er innslaget av ikke-vestlige innvandrere og flyktninger.

Selv om hovedstads-/storbyeffekten «forvitrer» etter kontroll for Rattsøkriteriene, har vi fremdeles en befolkningseffekt (jf modell 6b i tabell 5.1b i vedlegg to). Det betyr at ulikheten i mengden økonomisk sosialhjelp per innbygger mellom kommuner ikke bare har sammenheng med at store kommuner har en større andel innbyggere med et stort sosialhjelpsbehov, som skilte eller separerte, ikke-vestlige innvandrere og arbeidsledige. Det at befolkningsmengde fremdeles har effekt indikerer at det også er andre kjennetegn som gir høyere sosialhjelpsutgifter per innbygger i befolkningsrike enn i befolkningsfattige kommuner. På den annen side viser den manglende hovedstads- og storbyeffektene i kombinasjon med en befolkningseffekt at hovedskillet ikke i første rekke går mellom Oslo og de øvrige kommunene, eller de fire største byene og resten av kommune-Norge. Modell 9b (i vedlegg to) antyder tvert om at det heller er en befolkningseffekt for de små kommunene sammenliknet med Oslo. Ifølge den estimerte modellen har små kommuner i gjennomsnitt 335 kroner mindre i sosialhjelpsutgifter per innbygger enn Oslo (effekten er på grensen til å være signifikant $p=.057$). For de andre kommune-grupperingene får vi ingen slike utslag.

I de ovenstående analysene har vi bare brukt de tre variablene som korresponderer med Rattsøutvalgets kriterier, men Langørgen tester også en hel rekke andre variabler (jf Langørgen 1995:112). I det etterfølgende tar vi med flere av disse for å se hvor robuste Rattsøutvalgets funn er når de konfronteres med data fra 1996.

5.5 Langørgens modeller – får vi de samme resultatene som i 1993?

I tillegg til andelen skilte eller separerte, andelen arbeidsledige og andelen innvandrere og flyktninger, tester vi følgende av Langørgens variabler: *andelen uføre 16–66 år, andelen med overgangsstønad og gjennomsnittlig kvadratmeterpris på brukte selveierboliger, samt variabler som skiller ut kommuner i Troms og Finnmark, byer med storbytillegg og de store byene Oslo, Bergen, Stavanger og Trondheim* (jf vedlegg to). I tillegg vil vi som Langørgen teste et utvalg modeller hvor vi skiller mellom *innvandrere/flyktninger med og uten rett til integreringstilskudd*⁹ (jf tabell 12a–16b i tabell 5.2 i vedlegg to). Vi trekker også inn to *hopningsmål*, da en hopning av levekårsproblemer i enkeltkommuner kan virke utgiftsdrivende på sosialhjelpen ved å gi flere tyngre sosialhjelpsbrukere.¹⁰

Den mest iøynefallende forskjellen mellom våre resultater og Langørgens er at vårt datamateriale fra 1996 gir en langt dårligere samlet forklaringskraft. Det forklarer bare litt over 40 prosent av variasjonen i kommunenes sosialhjelpsutgifter (jf modell 10a–17b i tabell 5.2 og 5.3 i vedlegg to), mens 1993-dataene forklarte nærmere 60 prosent av variasjonene. Uten å spekulere for mye i årsaken til dette avviket, er det rimelig å koble deler av det til utviklingen på arbeidsmarkedet. Nedgang i arbeidsledigheten fra 1993 til 1996 kan isolert sett ha ført til at vi har fått relativt færre arbeidsledige sosialklienter, slik at gruppen av sosialhjelpsklienter samlet i 1996 framsto som langt mer sammensatt enn i 1993, og dermed vanskeligere å fange opp ved hjelp av forenklete modeller.

Ingen av Langørgens forklaringsmodeller gir noen hovedstadseffekt. Sosialhjelpsutgiftene viser seg imidlertid å øke med økende innbyggertall (inverse befolkningsmengde) i de enkleste modellene (jf modell 10a–12b i tabell 5.2 i vedlegg to), og vi finner en statistisk sikker og positiv effekt for storbyene Bergen og

⁹ Kommunene mottar et eget integreringstilskudd for hver flyktning som har vært bosatt i kommunen i løpet av de fem siste årene. Langørgen skilte av den grunn ut disse flyktningegruppene i en egen kategori, da kommunens kostnader til integrering er forutsatt dekket av integreringstilskuddet, og behovet for kompensasjon gjennom inntektssystemet derfor ikke er nødvendig. De to variablene han benytter i stedet var: innvandrere med ikke-vestlig bakgrunn som ikke utløser integreringstilskudd (dvs. at de ikke har flyktningestatus eller at de har vært mer enn fem år i Norge), samt flyktninger med vestlig bakgrunn som ikke utløser integreringstilskudd (dvs. at de har vært mer enn fem år i Norge) – se for øvrig vedlegg to.

¹⁰ Vi har i første omgang valgt å konsentrere oss om modell 5–7 (Langørgen 1995:12). Deretter ser vi på modellene 8–12 (Ibid.:14).

Stavanger.¹¹ Sosialhjelpsutgiftene per innbygger er, ifølge den estimerte modellen, henholdsvis 112 kroner og 177 kroner høyere i Bergen og Stavanger enn i de øvrige kommunene. En forklaring på dette relativt uventede resultatet kan være at modellene er bedre tilpasset Oslos særegne situasjon enn forholdene i disse to byene. Det er for eksempel rimelig å tro at den soioøkonomiske variabelen som tar hensyn til andelen av ikke-vestlig statsborgere i kommunen er langt viktigere for Oslo enn for Bergen og Stavanger. (jfr modell 12a og 12b i tabell 5.2 i vedlegg to).

Ser vi nærmere på enkeltvariablers effekt, får vi delvis de samme resultatene som Langørgen, men med noen interessante unntak. Forhold som viste en statistisk pålitelig sammenheng med brutto utgiftene til økonomisk sosialhjelp per innbygger i de enkleste modellene (modell 10a–12b i tabell 5.2 i vedlegg to) er: *andelen innbyggere med overgangsstønad, andelen arbeidsledige mellom 16–59 år, andelen uføretrygdete 16–66 år, den inverse befolkningsmengden og kommuner i Troms og Finnmark* framfor det øvrige Norge, *samt andelen ikke-vestlige statsborgere*. I de analysene hvor det også tas hensyn til flyktningenes botid i tillegg til en grovinndeling etter landbakgrunn, har følgende variabler effekt: *Andelen ikke-vestlige innvandrere uten rett til integreringstilskudd, andelen flyktninger med rett til integreringstilskudd, andelen arbeidsledige 16–59 år, andelen uføretrygdete 16–66 år, gjennomsnittlig kvadratmeterpris for brukte selveierboliger, samspillsleddene (hopningsindeksene) og dummen som skiller Troms og Finnmark fra det øvrige kommune-Norge*.

Andelen skilte eller separerte og gjennomsnittlig kvadratmeterpris på brukte selveierboliger har ingen sammenheng med kommunenes sosialhjelpsutgifter i flertallet av de modellene vi tester (jfr modell 10a–17b i tabell 5.2 og 5.3 i vedlegg to). At andelen skilte eller separerte ikke har effekt, kan skyldes at andelen med overgangsstønad har det. De to variablene kan fange opp deler av det samme fenomenet, eller ulike sider av samme fenomen, da mange skilte og separerte bor i enpersonshushold eller er enslige forsørgere.

At variasjonene i gjennomsnittlig kvadratmeterpris på brukte selveierboliger mellom kommuner ikke synes å ha noen effekt i mange av modellene, er i utgangspunktet vanskeligere å forstå, da det synes rimelig å forvente at høye boutgifter i seg selv skal bidra til høyere sosialhjelpsutbetalinger per klient, om høye priser da ikke gir flere klienter gjennom å forsterke de økonomiske problemene som måtte

¹¹ Dette er resultatene når vi korrigerer for heteroskedastisiteten i modellen, jfr modell 11b i tabell 5.2 i vedlegg to. En av forutsetningene for bruk av lineær regresjon er homoskedastisitet. Det vil si at variasjonen rundt den estimerte regresjonslinjen skal være like stor for lave og høye verdier av den avhengige variabelen. I likhet med Rongen (1996) finner vi heteroskedastisitet i modellene. Dette skyldes blant annet at variasjonen i sosialhjelpsutgiftsnivået er langt større blant små kommuner enn blant store kommuner. Vi har korrigert for dette i våre modeller – jfr vedlegg tre.

finnes fra tidligere. Det vil si at bokostnadene kan fungere som den berømmelige dråpen som får begeret til å flyte over. En mulig fortolkning av den negative effekten kan også være at prisnivået for boliger heller er en indikator på velstand og dermed indikerer at få av innbyggerne har et sosialhjelpsbehov. På den annen side vet vi at høye boligpriser i første rekke er et storbyfenomen, samtidig som forskjellene i levestandard også er størst her. Vi har imidlertid i våre analyser kontrollert for storbyeffekten. Boligvariabelen vil derfor i disse modellene si like mye om variasjonen mellom kommuner med færre enn 100 000 innbyggere, og i så fall kan kanskje «velstandshypotesen» ha noe for seg.

I våre modeller bruker vi et samlemål for arbeidsledige.¹² Dette har en statistisk sikker og positiv sammenheng med sosialhjelpsutgiftene per innbygger, helt i tråd med hva levekårsanalysene antydte. For å få fram den nyansen som måtte ligge i aldersvariabelen i kombinasjon med ledighetsvariablene, har vi i tillegg analysert modeller hvor variablene entres separat. Disse analysene viser at ledige under 25 år som indikator gir litt dårligere samlet forklaringskraft for modellen, men en langt sikrere prediksjon (høyere signifikansnivå) og en langt sterkere effekt på de totale utgiftene til økonomisk sosialhjelp enn ledige 25–59 år: en ekstra ledig under 24 år øker sosialhjelpsutgiftene med noe over 37 500 kroner, mens en ekstra ledig over 25 år gir en utgiftsøkning på litt over 16 000 kroner. Ut over dette blir det små endringer i effektene av de øvrige variablene.

Vi finner, i motsetning til Langørgen, en negativ sammenheng mellom hopningsmålene (eller samspillsleddene) og det kommunale sosialhjelpsutgiftsnivået (modell 13a–17b i tabell 5.3 i vedlegg to). At samspillsleddene er negative innebærer, litt enkelt sagt, at det å ha mange ikke-vestlige innvandrere per innbygger samtidig med å ha mange arbeidsledige per innbygger og/eller en stor andel skilte eller separerte innbyggere i én og samme kommune, ikke i seg selv bidrar til å øke sosialhjelpsutgiftene, men redusere dem. Det gir med andre ord uttrykk for konsekvensene av en hopning av levekårsproblemer på kommunalt nivå, om ikke på individnivå, da vi ikke vet i hvilken grad det er de samme individene som henholdsvis er innvandrere fra et ikke-vestlig land, skilte eller separerte og arbeidsledige.

¹² Når vi benytter to ulike mål på andelen arbeidsledige, får vi ingen effekt for andel av unge arbeidsledige (16–24 år). Dette kan ha rent metodiske årsaker, da det er en sterk korrelasjon mellom antall ledige under og antall ledige over 24 år (pearsons $r=0.85$). Det vil si at de to ledighetsmålene fanger opp det samme strukturelle fenomenet, nemlig ledighetsnivået i kommunen. Det er dermed unødvendig å benytte begge faktorene samtidig. En analyse hvor kun en av arbeidsledighetsvariablene benyttes, eller bruk av et samlemål for de to variablene, bidrar da også til litt andre resultater. Jf Lewis-Beck 1993:50-58, som foreslår å bøte på multikolaritetsproblemet enten ved å kombinere variabler som er høyt korrelert i et fellesmål, hvis dette gir substansiell mening, eller å kutte ut en av variablene, selv om dette gir en bevisst feilspesifisering av modellen.

Det kanskje mest oppsiktsvekkende resultatet av reanalysene er likevel at antall uførepensjonister per innbygger i våre analyser har en statistisk sikker og positiv effekt på utgiftsnivået, mens de var negative i Langørgens analyser. Det vil si at vår modell predikerer en økning i sosialhjelpsutgiftene som følge av en økning i antall uførepensjonister, og ikke en reduksjon. Dette kan indikere at sosialhjelpen, i motsetning til hva Langørgen hevder, fungerer supplerende mer enn avlastende på trykkesystemet. Dette funnet er for øvrig i tråd med tidligere studier, som viser at det er relativt vanlig å supplere trygdeytelser med sosialhjelp. Den viktigste inntektskilden for flertallet av sosialhjelpsmottakerne er nettopp trygd (jf kapittel tre).

I tillegg til at en høy andel flyktninger med rett til integreringstilskudd og en høy andel ikke-vestlige innvandrere uten rett til tilskudd samvarierer med høye utgifter til økonomisk sosialhjelp, viser det seg at kommunens andel av vestlige innvandrere uten rett til integreringstilskudd også har en slik effekt.¹³ I Langørgens analyser var denne sammenhengen negativ. Det vil si at en stor andel vestlige innvandrere i en kommune i 1996 samvarierte med høye brutto utgifter til økonomisk sosialhjelp, mens det motsatte var tilfellet i 1993.

Dette kan trolig kobles til definisjonen av vestlig versus ikke-vestlig. Statistisk sentralbyrås definisjon av vestlige (eller «nærkulturell») omfatter også tidligere flyktninger fra Jugoslavia og Bosnia-Hercegovina. I 1993 hadde svært få av disse vært bosatt i Norge lenger enn fem år. I 1996 gjaldt det imidlertid en god del flere. Forutsetter vi at flyktninger trenger lengre tid før de blir selvforsørgende enn andre innvandreregrupper, er det forståelig at inkluderingen av de to nevnte etniske minoritetene blant gruppen «vestlige» innvandrere/flyktninger bidrar til å endre koeffisientene. Ved å endre variabelinndelingen slik at «ikke-vestlig» omfatter personer fra Bosnia-Hercegovina og Jugoslavia, får vi da også et annet resultat. Det viser deg da at effekten av andelen vestlige innvandrere uten rett til integreringstilskudd ikke lenger blir signifikant, slik som i Langørgens analyser (jf modell 13a–17b i tabell 5.3 i vedlegg to). Dette illustrerer hvor vanskelig det kan være å benytte en innvandrere- og flyktningevariabel i et kriteriesystem, da den vil være svært følsom overfor endringer i både flyktningestrømmer og i regjeringens flyktningepolitikk.

Når resultatene for samme variabelsett svinger slik i løpet av en treårsperiode, er det uansett grunn til å «trå varsomt». Resultatene antyder at modellen er svært tidsavhengig. Som de ovenstående resultatene viser, kan modellens samlede forklaringskraft og retningen og styrken i enkeltvariablers effekt variere i løpet av korte tidsintervall og som følge av relativt små endringer i forklaringsmodellene. Analyser med utgangspunkt i enkeltår gir derfor lite grunnlag for «klare» og «entydige» slutninger, selv om enkeltvariabler kan framstå som mer «robuste» indikatorer enn

¹³ Denne modellen er imidlertid ikke gjengitt her.

andre. Det gjelder i første rekke kommunenes andel av ikke-vestlige innvandrere uten rett til integreringstilskudd, andelen flyktninger med rett til integreringstilskudd, andelen helt arbeidsledige 16–59 år og andelen uføre 16–66 år.

5.6 « Vår» modell

I det siste trinnet tester vi ut en del nye uavhengige variabler for å se om vi kan «forklare» en større andel av variasjonen i sosialhjelpsutgiftene og derigjennom finne fram til mer hensiktsmessige sosialhjelpsindikatorer. De nye variablene som introduseres, er enten teoretisk begrunnet med bakgrunn i den foreliggende sosialhjelps- og levekårsforskningen (jf kapittel tre), eller de framstår som interessante på bakgrunn av analysene av individ- og husholdsdataene i kapittel fire. Manglende data på aggregert nivå har likevel satt klare grenser for hvilke variabler det har vært mulig å kontrollere for.

Vi tester ut ulike alternative flyktninge-/innvandrermaal, ulike inntekts- og levekårsindikatorer eller fattigdomsmål, nye og supplerende indikatorer på befolkningens helse-/trygdestatus, samt faktorer som sier noe om andelen av innbyggere med sosiale problemer. Det vil bli nærmere gjort rede for de variablene som benyttes i gjennomgangen under. Fra de foregående analysene har vi inkludert de variablene som viste seg å ha signifikant effekt.¹⁴ Da antallet uavhengige variabler i analysemodellen blir uforholdsmessig stort i forhold til antall enheter, har vi valgt å forenkle den. Vi har benyttet en stegvis prosedyre som skiller ut de variablene som samlet sett gir den største forklaringskraften, og som hver i sær har en signifikant effekt på den avhengige variabelen.¹⁵ Resultatene av analysene er referert i tabell 5.4 i vedlegg to.

¹⁴ Flyktninger med rett til integreringstilskudd per innbygger, innvandrere/flyktninger med ikke-vestlig bakgrunn (Asia, Afrika, Sør- og Mellom-Amerika, Tyrkia, Jugoslavia og Bosnia) uten rett til integreringstilskudd, per innbygger, innvandrere/flyktninger med vestlig bakgrunn per innbygger, antall skilte eller separerte 16–59 år per innbygger, antall helt arbeidsledige 16–66 år per innbygger, antall med overgangsstønnd per innbygger, antall med uførepensjon per innbygger, gjennomsnittlig kvadratmeterpris for brukte selveierboliger, hopningsindeks II, inverse befolkningsmengde, dummy for kommuner i Troms og Finnmark og fire dummy-variabler; en for Oslo, en for Bergen, en for Stavanger og en for Trondheim.

¹⁵ Valget av variabler som inngår i den «fulle» modellen er teoretisk begrunnet. Selv om vi har valgt en «teknisk» prosedyre for å redusere forklaringsmodellen, innebærer det at alle variablene som inngår i den «reduserte» modellen også betraktes som teoretisk interessante. I tillegg har vi analysert de «fulle» modellene og sammenliknet resultatene med resultatene som framkommer gjennom en stegvis prosedyre (stepwise prosedyren i SPSS). Vi har fått et relativt klart bilde av hva vi vinner, eventuelt taper, gjennom å benytte en i utgangspunktet svært «teknisk» prosedyre.

Etter å ha testet ut nærmere 40 ulike mulige indikatorer på kommunal sosialhjelpsbruk, sitter vi, hvis vi reduserer modellen, igjen med 17 faktorer med påvist statistisk pålitelig effekt på det kommunale sosialhjelpsutgiftsnivået. Samlet forklarer disse noe over halvparten av variasjonen i den avhengige variabelen (adjusted $R^2=.56$ – jf modell 19b og c i tabell 5.4 i vedlegg to). Av de variablene som ble testet i Rattsøutvalgets analyser, er det bare *andelen med overgangstønad, andelen uføre 16–66 år og gjennomsnittlig kvadratmeterpris på brukte selveierboliger* som «holder stand», om enn med motsatt fortegn. I tillegg får vi statistisk sikre utslag for *andelen på ordinære arbeidsmarkedstiltak* samt et utvalg av *innvandrers-/flyktningevariablene etter landbakgrunn*. De forklaringsvariablene som ikke samvarierer med sosialhjelpsutgiftene, er storbyvariablene, med unntak for Bergen, andelen arbeidsledige 16–59 år, andelen skilte og separerte 16–59 år, den inverse folkemengden og variabelen som skiller ut kommuner i Troms og Finnmark.

Lar vi være å splitte innvandrers- og flyktningegruppene etter landbakgrunn, har følgende variabler en signifikant effekt (jf modell 17a–17c i tabell 5.4 i vedlegg to): *Andelen flyktninger med rett til integreringstilskudd, andelen ikke-vestlige innvandrere uten rett til integreringstilskudd, andelen vestlige innvandrere med rett til integreringstilskudd, den inverse befolkningsmengden, Troms og Finnmark, Bergen, andelen på ordinære arbeidsmarkedstiltak,*¹⁶ *andelen uføre, andelen med overgangstønad og andelen med kun grunnskoleutdanning*. I gjennomgangen under drøfter vi enkelt-effektene nærmere.

Innvandrere/flyktninger etter landbakgrunn

Da andelen innvandrere og flyktninger er den enkeltvariabelen som best fanger opp hovedstadseffekten, samtidig som de utgjør en svært heterogen gruppe sosialt, kulturelt og utdanningsmessig, tester vi ut et sett innvandrers- og flyktningevariabler med en finere inndeling etter landbakgrunn. For å eksemplifisere, forventer vi at det vil være stor forskjell på en person som flytter til et etablert pakistansk miljø i Oslo fordi han gifter seg med en annengenerasjons innvandrers, og en ung flyktning fra Kosovo med traumatiske krigsopplevelser fra hjemlandet. Vi vet også fra tidligere forskning at sosialhjelpsbruken varierer etter landbakgrunn (Djuve og Hagen 1995, Hagen 1997).

Våre analyser synes å bekrefte dette mønsteret. Flere av de variablene som angir kommunenes andel av innvandrere og flyktninger etter landbakgrunn, samvarierer med kommunenes utgifter til sosialhjelp (jf modell 18a–18c i tabell 5.4 i vedlegg to). Her må vi imidlertid understreke at analyser med data på aggregert

¹⁶ Når det korrigeres for heteroskedastisiteten i modellen, faller, noe overraskende, den effekten bort.

nivå ikke sier noe om sammenhengen mellom innvandreres landbakgrunn og deres sosialhjelpsbruk på individnivå. Det eneste disse analysene viser er at kommuner med en høy andel innvandrere fra de landene vi tatt med i analysen, har høyere sosialhjelpsutgifter enn kommuner med en lav andel av innvandrere fra disse landene. Dette gjelder både flyktninger med rett til integreringstilskudd og innvandrere og flyktninger uten rett til slike tilskudd. Om sammenhengen skyldes at disse flyktninge- og innvandrergruppene systematisk er bosatt i kommuner med andre kjennetegn som virker utgiftsdrivende, som for eksempel en stor andel rusmisbrukere og/eller personer med sosiale problemer, eller om det er disse gruppene som i seg selv bidrar til utgiftsveksten, kan vi ikke fastslå med utgangspunkt i aggregerte data. Dette gjelder for så vidt alle de faktorene vi tester. For Oslos del vet vi imidlertid at gruppen av såkalte «tunge» sosialklienter nettopp er betydelig i de bydelene hvor de fleste innvandrerne er bosatt, samtidig som vi i modellen ikke kontrollerer for disse gruppene, da det ikke finnes data på kommunenivå om blant annet antall bostedsløse og antall rusmisbrukere (jf kapittel seks).

Uansett framstår kommunenes andel av innvandrere og/eller flyktninger fra ulike land som gode indikatorer rent statistisk. Modellens forklaringskraft reduseres med nærmere 18 prosentpoeng om spesifiseringen etter landbakgrunn utelates (jf modell 18a–19c i tabell 5.4 i vedlegg to). Det kan likevel være betenkelig å koble etniske minoriteters landbakgrunn direkte til et system for fordeling av sosialhjelpsmidler, da samvariasjon mellom variabler dessverre av mange fortolkes som årsakssammenhenger. Kriterier basert på landbakgrunn vil også kunne oppleves som stigmatiserende av de minoritetene som omtales, og vil i tillegg, ut fra et integreringsperspektiv, sende svært uheldige signaler til kommunene. De kan urettmessig få en oppfatning av hvem det «lønner seg/ikke lønner seg» å bosette. Korrelasjonene mellom landbakgrunn og sosialhjelpsbruk er dessuten svært problematiske å fortolke, selv med utgangspunkt i individ- og/eller husholdsdata. Forholdet mellom en persons etniske bakgrunn og hans/hennes sosialhjelpsbruk er uhyre sammensatt og komplisert, og avhengig av forhold og kjennetegn like mye hos den etniske majoriteten som hos de etniske minoritetene.

Inntektsfordeling og fattigdom blant kommunenes innbyggere

Da sosialhjelp skal kompensere for manglende mulighet til å dekke nødvendige behov gjennom egen inntekt, synes det i utgangspunktet åpenbart at inntekt i seg selv er en viktig sosialhjelpsindikator. Langørgen har i sine analyser benyttet gjennomsnittsinntekten for personlige skatteyttere som indikator på inntektsnivå til kommunens innbyggere, uten at dette har hatt den forventede effekt. Det er imidlertid åpenbart at et gjennomsnittsmål skjuler store ulikheter i inntektsspredning mellom kommuner, og på ingen måte måler andelen innbyggere med svært lav

inntekt, som jo vil være de mest interessante i vår sammenheng. Analysene i kapittel fire viste da også at personer som levde i hushold med svært lav husholdsinntekt per forbruksenhet (under 50 prosent av median inntekt), hadde større tilbøyelighet til å søke sosialhjelp enn andre typer hushold. Effekten av inntekt holdt seg imidlertid ikke signifikant når vi kontrollerte for andre indikatorer på materielle levekår, som det å eie egen bolig mot det å leie, det å bo i blokk kontra enebolig/rekkehus, og det å disponere personbil mot det å ikke ha tilgang på slike framkomstmidler. På aggregert nivå har vi imidlertid ikke tilgang på kommunedata om befolkningens boforhold. Det vil derfor være interessant å benytte rene inntektsmål eller «fattigdomsmål». Vi har testet to. I tillegg har vi sett på et av målene på befolkningens materielle velstand: det å eie bil. Det redegjøres nærmere for disse variablene i vedlegg to.

Som tabell 5.4 i vedlegg to viser, finner vi ingen statistisk sikre effekter verken når vi bruker det «klassiske» fattigdomsmålet – *andelen innbyggere med en inntekt under 50 prosent av median disponibel inntekt (eksklusive sosialhjelpsutgifter)* eller når vi ser på kommunens andel av *skatteyttere over 17 år med en disponibel inntekt lik null (eksklusive sosialhjelp)*.¹⁷ Vårt mål på materiell levestandard, antall personbiler per innbygger, slår heller ikke ut.

En av forklaringene på den manglende sammenhengen mellom våre inntekts-/fattigdomsmål og sosialhjelpsutgiftene kan være at inntektsmålene, som er hentet fra selvangivelsesregnskapet, også omfatter en del grupper som har svært lav skattbar inntekt uten egentlig å være «fattige» eller å ha et sosialhjelpsbehov. Det gjelder for eksempel en del pensjonister og studenter, samt enkelte grupper av selvstendige næringsdrivende.¹⁸ I tillegg må vi minne om at vi bare har oversikt over personlig inntekt og ikke en ekvivalent husholdsinntekt.¹⁹ Det vil si at vi ikke får tatt hensyn til verken den totale husholdsinntekten eller husholdets størrelse og sammensetning – forhold vi i kapittel tre antok var vesentlige forklaringsfaktorer.

Når det gjelder forekomsten av biler i en kommune, kan denne gi et svært skjevt inntrykk, da den tilslører en eventuell skjevfordeling innad i kommunen. Et

¹⁷ Selv om sistnevnte variabel synes å ha en statistisk pålitelig sammenheng med kommunenes utgifter til økonomisk sosialhjelp i den fulle modellen når det ikke korrigeres for heteroskedastisiteten (jf tabell 5 i vedlegg to).

¹⁸ For den sistnevnte gruppen er det inntektsbegrepet i seg selv som er problematisk, da det ikke i alle tilfeller vil være så enkelt å skille mellom personlig inntekt og næringsinntekt. For studenter og pensjonister vil utgiftsnivået eller forbruksmønsteret være av en slik karakter at inntektene i stor grad holder. (jf for øvrig Hallerød 1992).

¹⁹ At husholdsinntekten er ekvivalent vil si at inntekten måles i forhold til husholdsstørrelse og -sammensetning. Det vil si at en deler husholdets totalinntekt på antall husholdsmedlemmer, hvor medlemmene har ulik vekt avhengig av antatt forbruk.

gjennomsnitt på en halv bil per innbygger kan for eksempel både skyldes at en fjerdedel av innbyggerne har to biler og at halvparten har en bil hver. Slik sett ville det være riktigere, eller mer interessant, å se på andelen innbyggere i kommunen som ikke disponerer personbil overhodet. Slike data var imidlertid ikke tilgjengelig.

Mål for befolkningens individuelle og sosiale ressurser

I levekårsanalysene kom det fram at intervjuobjekt med dårlig helse, fysisk og/eller mentalt, langt oftere bodde i hushold som mottok sosialhjelp enn andre. Med utgangspunkt i de begrensede dataene som finnes på aggregert nivå, har vi forsøkt å fange opp dette aspektet ved å se på andelen av kommunens innbyggere som henholdsvis er under attføring, under rehabilitering eller mottar sykepenger. I tillegg har vi sett på befolkningens utdanningsnivå, målt som andelen av kommunens innbyggere som kun har utdanning tilsvarende grunnskolenivå (jf vedlegg to, hvor det gjøres nærmere rede for variabeldefinisjonene) og andelen på ordinære arbeidsmarkedstiltak. Som vi husker fra levekårsanalysene hadde hushold hvor intervjuobjektet hadde et lavt utdanningsnivå også en selvstendig positiv effekt på sjansen for at en eller flere husholdsmedlemmer var sosialhjelpsmottakere. Vi vet også at rusproblemer og store sosiale problemer er faktorer som i seg selv øker sannsynligheten for sosialhjelpsavhengighet. Det finnes lite data på kommunenivå som fanger opp disse befolkningsgruppene. Vi har imidlertid tatt med en variabel som måler antall barnevernstiltak i kommunen per innbygger.

Av de nevnte variablene er det bare kommunens andel av innbyggere på ordinære arbeidsmarkedstiltak og andelen med utdanning på kun grunnskolenivå som samvarierer med kommunens utgifter til økonomisk sosialhjelp, når det kontrolleres for de øvrige faktorene. Verken kommunens andel attføringstilfeller, andelen løpende sykepengetilfeller eller andelen rehabiliteringstilfeller synes å ha noen betydning for kommunenes brutto utgifter på dette området. At andelen på tiltak har effekt mens andelen helt arbeidsledige ikke har det, kan ha sammenheng med at personer på tiltak som oftest har hatt en lengre ledighetsperiode, noe som kan gi større økonomiske problemer. Hvis vi husker tilbake til Rongens analyser, fant han også at andelen langtidsledige hadde større betydning for kommunens sosialhjelpsutgifter per innbygger enn ledighet generelt. Samtidig er det blant arbeidssøkere på tiltak langt flere innvandrere og unge arbeidssøkere – grupper som ofte vil mangle et inntektsgrunnlag og dermed dagpengerettigheter.

Interessant er det også å merke seg at andelen med lav utdanning har negativ effekt. Forklaringen på at andelen med lav utdanning har negativ effekt kan være at kommuner med mange eldre og pensjonister også vil ha mange med lavt utdanningsnivå, samtidig som pensjonister i langt mindre grad enn andre befolkningsgrupper mottar sosialhjelp.

Spørsmålet vi imidlertid stiller oss etter denne gjennomgangen er: *I hvilken grad framstår disse nye variablene som mer egnet i kriteriesammenheng enn de tidligere anvendte variablene?* I kapittel tre argumenterte vi for at en fortrinnsvis burde benytte variabler som ligger tettest mulig opp til det fenomenet en ønsker å forholde seg til. Problemet er imidlertid at de fleste indikatorene som samvarierer med sosialhjelpsutgiftene, har en høyst indirekte forbindelse med den avhengige variabelen ved at det er kjennetegn som øker risikoen for inntekts- og levekårsfattigdom, som for eksempel arbeidsledighet, uføretrygd og overgangsstønad. Det kan derfor i utgangspunktet nærmest fortone seg som en «smakssak» om en velger det ene settet av indikatorer framfor den andre. Omsatt i fordelingskriterier får de likevel klare økonomiske konsekvenser for den enkelte kommune, da de ulike kriteriene (eller variablene) kan gi svært ulik uttelling for kommunene (se for øvrig kapittel 6.7, hvor vi gjennom regneeksempler viser hvordan ulike modeller og kriterier ville gi storbyene Oslo, Bergen, Stavanger og Trondheim svært ulike overføringer).

5.7 Sosialhjelp per klient og sosialhjelpsklienter per innbygger

I tillegg til å analysere modeller hvor brutto utgifter til økonomisk sosialhjelp per innbygger er avhengig variabel, har vi også sett på forhold på aggregert nivå som samvarierer med antall sosialhjelpstilfeller per innbygger og brutto utgifter til økonomisk sosialhjelp per sosialhjelpstilfelle (jf tabell 5.5 og 5.6 i vedlegg to).

Kort oppsummert viser disse analysene at mange av de variablene som har betydning for å predikere brutto utgifter til økonomisk sosialhjelp per innbygger, også har betydning for å predikere antall sosialhjelpstilfeller per innbygger. De variablene som gir en signifikant økning i antall klienter per innbygger er (jf modell 2b i tabell 5.6 i vedlegg to): en økning i *andelen på arbeidsmarkedstiltak*, *andelen med overgangsstønad*, *andelen uføretrygdede*, *andelen barnevernsaker* og *andelen innvandrere og flyktninger* uavhengig av om de kommer fra vestlige eller ikke-vestlige land og uavhengig av botid (for flyktningene). I tillegg får vi en *storbyeffekt for Bergen*. To variabler er også på grensen til å være signifikante gitt et signifikansnivå på 5 prosent; antall rehabiliteringstilfeller per innbygger ($p=.060$) og antall arbeidsledige 16–59 år per innbygger ($p=.061$). Tre variabler gir en reduksjon i andelen sosialhjelpstilfeller. Det er *andelen med grunnskoleutdanning*, *kommuner i Troms og Finnmark* og *dummien for Stavanger*. Den inverse folkemengden har ingen effekt. Det har heller ikke den gjennomsnittlige kvadratmeterprisen på brukte selveierboliger eller samspillsleddet for skilte/separerte, arbeidsledige og innvandrere.

Som vi har vært inne på tidligere, kan trolig den negative effekten av andelen med lav utdanning ses i sammenheng med at mange eldre personer i en kommune i seg selv gir et lavt utdanningsnivå. Eldre har i tillegg et særdeles lavt sosialhjelpsforbruk. At vi får negative effekter for Troms og Finnmark, har på sin side trolig sammenheng med at enkeltvariabler, som for eksempel antall uføretrygdete og arbeidsledige per innbygger, er relativt stort i disse fylkene. Modellen er slik sett trolig langt bedre tilpasset disse fylkene enn kommuner ellers i landet.

Det at kvadratmeterprisen ikke slår ut, kan bety at boligprisene ikke i seg selv bidrar til flere klienter, men heller til at den enkelte klient trenger mer i kroner og øre, selv om variabelen bare er signifikant i de enkleste av modellene hvor brutto utgifter til økonomisk sosialhjelp per sosialhjelpstilfelle er avhengig variabel (jf modell 1a og 1b i tabell 5.5 i vedlegg to). Når vi ikke får noen effekt for innbyggertall og samspillsleddet på antall sosialhjelpstiltaker, er det enten et signal om at de andre variablene fanger opp de aktive befolkningsøkning-/urbaniserings-mekanismene, eller at økning i befolkningsmengde/storbydimensjon og/eller en konsentrasjon av mulige «problemgrupper» ikke i seg selv er klientskapende.

Ser vi på hvilke variabler som samvarierer med kommunenes brutto utgifter til økonomisk sosialhjelp per sosialhjelpstilfelle, endrer bildet seg noe (jf modell 2b i tabell 5.5 i vedlegg to). Kommunenes *andel av innvandrere og flyktninger* har fremdeles effekt. Det samme gjelder *andelen på arbeidsmarkedstiltak, men andelen på overgangsstønad og uførepensjon* endrer fortegn. Det vil si at selv om en økning i andelen uføre og mottakere av overgangsstønad bidrar til en økning i antallet stønadstiltaker, fører det ikke til en økning i utgiftene per stønadstilfelle, men snarere en reduksjon, eller det har ingen effekt overhodet (som er tilfellet for andelen uføretrygdete). Dette indikerer at selv om de fleste uføretrygdete og mottakere av overgangsstønad har behov for sosialhjelp, er deres støttebehov lavere enn for gjennomsnittet. Dette er ikke så overraskende, da trygdestatusen jo innebærer at de har en grunninntekt. Interessant er det også at andelen «fattige», definert som andelen innbyggere med disponibel inntekt (eksklusive sosialhjelp) under 50 prosent av median, i seg selv har en positiv og signifikant effekt på sosialhjelpsutgiftene per stønadstilfelle. En opphopning av skilte/separerte, arbeidsledige og innvandrere i en og samme kommune indikerer imidlertid ikke i seg selv høyere utgifter per sosialhjelpstilfelle.

5.8 Sammenfatning

I dette kapitlet har vi undersøkt om og i hvilken grad ulike demografiske og sosioøkonomiske forklaringsfaktorer som hadde betydning for sosialhjelpsbruken på individ- og husholdsnivå også påvirker de kommunale sosialhjelpsutgiftene. Hovedformålet har vært å klargjøre om det finnes en egen storbyeffekt, eller hovedstadseffekt, som ikke lar seg fange opp av de demografiske, sosioøkonomiske eller strukturelle forklaringsvariablene.

Vi har gått trinnvis til verks og startet opp med enkle bivariate modeller hvor vi kun ser på sammenhengen mellom innbyggertall/storbyfaktor og utgifter til økonomisk sosialhjelp, for så, i neste trinn, å introdusere andre og mer komplekse forklaringsfaktorer i modellen. Ved en slik framgangsmåte har vi, for det første, kunnet dekomponere den eventuelle befolknings-/storbyeffekten, og for det andre hatt mulighet til å klargjøre hvilke forklaringsfaktorer den «skjuler», og eventuelt hvilke elementer de tilgjengelige forklaringsfaktorene ikke er i stand til å fange opp. Ved valg av relevante variabler har vi tatt utgangspunkt i Rattsutvalgets analyser, utført av Langørgen (1995), samt Rongens reanalyser av dette materialet fra 1996. Vi har også trukket veksler på tidligere empiriske og teoretiske arbeider innen levekårs- og sosialhjelpsforskningen (jf kapittel tre).

I første trinn av analysen, hvor vi så på sammenhengen mellom befolkningsmengde/storby og sosialhjelpsutgifter, fant vi at utgiftene per innbygger økte når folketallet økte, og at utgiftsnivået per innbygger er langt høyere i hovedstaden og de andre store byene, enn i kommune-Norge for øvrig. «Storbyeffekten» i disse bivariate²⁰ forklaringsmodellene kan ha mange og sammensatte årsaker (jf kapittel tre). De store kommunene, og i særlig grad hovedstaden, kan for eksempel «huse» andre sosiale grupper enn distriktskommunene, og markedene for arbeid og bolig har gjerne en annen karakter. I tillegg har mange storbybeboere ofte et annet, og i mange tilfeller, snevrere sosialt nettverk å støtte seg til enn innbyggere på mindre steder.

Når vi i andre trinn introduserer de kriteriene som inngår i Rattsutvalgets modell, i tillegg til befolkningsmengde/storbyfaktor, andelen ikke-vestlige innvandrere uten rett til integreringstilskudd, andelen skilte eller separerte 16–59 år og andelen arbeidsledige 16–66 år, og kontrollerer for deres effekt, faller hovedstads-/storbyeffekten bort. Det er kommunenes andel ikke-vestlige innvandrere som bidrar til dette. Det vil si at hovedgrunnen til at vi får en hovedstadseffekt i de enkle bivariate modellene, er at Oslo og de andre storbyene har langt flere ikke-vestlige innvandrere per innbyggere enn andre kommuner.

²⁰ At forklaringsmodellen er bivariat vil si at vi bare har en uavhengig variabel (forklaringsfaktor).

Selv om hovedstads- og storbyeffektene forvitrer når vi introduserer «Rattsø-kriteriene», får vi likevel en befolkningseffekt. Det vil si at et økende innbyggertall i seg selv gir økte sosialhjelpsutgifter per innbygger, selv når en tar hensyn til kommunenes andel av ikke-vestlige innvandrere, skilte eller separerte og arbeidsledige. Men som vi var inne på i innledningen til dette kapittelet (jf 5.3), synes disse effektene å være sterkest for mindre kommuner (kommuner med færre enn 25 000 innbyggere). Dette vil si at økning i sosialhjelpsutgiftene per innbygger som følge av en økning i innbyggertallet ikke vil være like høy for store kommuner som for små kommuner, den avtar jo høyere innbyggertallet er i utgangspunktet.

Vår introduksjon av nye uavhengige variabler i de neste trinnene bidrar lite til modellens samlede forklaringskraft, selv om flere av de nye uavhengige variablene vi trekker inn synes å ha en statistisk sikker effekt på kommunenes brutto utgifter til økonomisk sosialhjelp, til fortrenghet for de «gamle» forklaringsfaktorene. Noen hovedstadseffekt finner vi imidlertid ikke, selv om vi får et visst utslag for Bergen og Stavanger. Ifølge den estimerte modellen er sosialhjelpsutgiftsnivået per innbygger i Bergen og Stavanger litt høyere enn gjennomsnittet for andre kommuner.

Etter å kontrollert for en rekke ulike forklaringsvariabler og redusert modellen, blir vi sittende igjen med en forklaringsmodell hvor følgende faktorer har betydning for utgiftsnivået (jf tabell 5.4 i vedlegg to): *andelen på ordinære arbeidsmarkedstiltak 16–66 år, andelen med overgangsstønad, andelen uføre 16–66 år, den inverse befolkningsmengden, samt andelen flyktninger og eller innvandrere.*²¹

Våre resultater skiller seg fra Langørgens. To effekter viser seg imidlertid å være robuste, og kan gjenfinnes med samme fortegn både i hans og våre analyser. Det gjelder betydningen av *innbyggertall* (målt som den inverse befolkningsmengde) og *andelen innvandrere og flyktninger*. Effekten av de øvrige forklaringsfaktorene avviker. For det første får vi utslag for andel på ordinære arbeidsmarkedstiltak, men ikke for andelen helt arbeidsledige.²² Da andelen på tiltak og andelen helt arbeidsledige som regel vil måle aspekter ved samme underliggende fenomen, nemlig arbeidsmarkedsforholdene i kommunen, innebærer dette likevel at arbeidssøkere, uavhengig av om de er helt ledige eller på tiltak, er en god sosioøkonomisk indikator på variasjonene i sosialhjelpsutgifter per innbygger.²³ Dette underbygges ytterligere

²¹ Disse variablene tilsvarer i stor grad de variablene som forblir signifikante i den «fulle» modellen, hvor vi har alle forklaringsvariablene inne samtidig. Noe som, isolert sett, viser at disse faktorene er relativt robuste.

²² Andelen arbeidsledige viser seg da også å ha effekt i våre modeller så lenge ikke andelen på tiltak introduseres.

²³ På den annen side kan andelen på tiltak i større grad sies å måle langtidsledighet enn ledighet generelt, da en ofte må ha gått arbeidsledig en stund for å få tilbud om tiltak. Dette samsvarer i så fall med Rongens funn, hvor andelen langtidsledige viste seg å være en (forts...)

av våre analyser på individ/husholdsnivå, hvor det å være arbeidsledig klart økte sjansen for å tilhøre et hushold som mottok sosialhjelp (jf kapittel fire).

For det andre, i vår modell er det ingen sammenheng mellom andelen skilte og separerte og kommunens sosialhjelpsutgifter per innbygger. Vi finner imidlertid en positiv sammenheng mellom kommunenes andel av personer med overgangsstønad og sosialhjelpsutgiftene. Det vil si at jo flere personer med overgangsstønad per innbygger, jo høyere sosialhjelpsutgifter etter innbyggertall. Hos Langørgen var denne sammenheng negativ. Denne forskjellen kan imidlertid ha sammenheng med at vi ikke får noen statistisk sikker effekt for andelen skilte eller separerte. Gruppen skilte eller separerte og gruppen mottakere av overgangsstønad er delvis overlappende, eller kan sies å måle deler av det samme fenomenet, nemlig kommunens andel av hushold med én forsørger. I motsetning til Langørgen får vi i tillegg en positiv effekt for andelen uføretrygdde. Det betyr at en økning i andelen uførepensjonister gir en økning i sosialhjelpsutgiftene per innbygger.

Et spørsmålet en naturlig stiller seg i forlengelsen av våre resultater, er om de forklaringsfaktorene vi fant egner seg bedre som kriterier enn dem som Rattsøutvalget la vekt på. Til det har vi ikke noe entydig svar, annet enn at enkelte forklaringsfaktorer synes å være mer robuste enn andre, slik som andel av innvandrere og flyktninger, indikatorer på ledighetsnivået (enten dette er helt ledige eller personer på tiltak) og kommunenes innbyggertall. Sistnevnte faktor er i og for seg et mål på urbaniseringens betydning, om enn ikke skillet akkurat går mellom de fire store byene, Oslo, Bergen, Trondheim og Stavanger, og de øvrige kommunene.

Så en liten påminnelse: Selv om vi finner en statistisk sammenheng mellom disse faktorene og sosialhjelpsutgiftsnivået, gjør vår bruk av aggregerte data det likevel ikke mulig å slutte at det er innvandrere-/flyktningegruppene, eller for den del andelen på arbeidsmarkedstiltak eller andelen uføre, som i seg selv forårsaker det høye utgiftsnivået per innbygger i hovedstaden eller i andre storbyer. Til det trenger vi data på individ-/husholdsnivå. Resultatene fra individ/husholdsanalysene, og tidligere analyser, bidrar imidlertid til å sannsynliggjøre en slik sammenheng også på aggregert nivå. Uansett framstår andelen ikke-vestlige innvandrere uten rett til integreringstilskudd, andelen arbeidssøkere og andelen uføre og andelen med overgangsstønad som sterke statistiske indikatorer på kommunenes utgifter til økonomisk sosialhjelp per innbygger, og førstnevnte som en klar indikator på storbyproblematikken. Hvor etisk akseptabel denne er, kan imidlertid diskuteres, da mange lett kan sette et likhetstegn mellom statistiske sammenhenger og årsaksforhold.

(...forts.) bedre indikator enn arbeidsledige generelt. I tillegg er sårbare grupper som innvandrere og svært unge arbeidssøkere prioriterte grupper når tiltak fordeles, noe som i utgangspunktet skulle tilsi en sterkere samvariasjon med sosialhjelpsbruk.

Ett av de viktigste funnene i analysene er likevel at analyser basert på data fra ett år på ingen måte gir grunnlag for «klare» og «entydige» konklusjoner verken i den ene eller den andre retning, men snarere bør være et «varsko» om å vise stor varsomhet i valg av kriterier. Som sagt får vi store variasjoner i resultat mellom våre og tidligere analyser, selv om datamaterialet bare avviker tre år i tid. Dette indikerer at modellen er svært tidsavhengig. Det kan skyldes at flere av de indikatorene (eller forklaringsvariablene) som inngår i modellene like mye måler konsekvensene av kortsiktige, og også årlige, svingninger i for eksempel ledighetsnivå, flyktningestrømmer/flyktningepolitikk og boligmarked, som trekk ved de eventuelle tunge underliggende sosioøkonomiske befolknings- og levekårsstrukturene. En for sterk vektlegging av resultatene av analyser med basis i ett enkeltår, kan derfor gi et svært skjevt inntrykk. Spesielt ser vi dette når det gjelder betydningen av for eksempel andel skilte eller separerte, og andelen med overgangsstønad eller uførepensjon, som i våre analyser får motsatt fortegn, og derfor må gis en annen fortolkning.

Før vi tar den endelige oppsummeringen i kapittel syv og prøver oss på noen konklusjoner, skal vi i kapittel seks supplere med noen analyser hvor bydelene i Oslo inngår som enheter på lik linje med de andre kommunene. Dette er tidligere gjort i Rongens analyser fra 1996. Bakgrunnen er at det i storbyene, og spesielt i hovedstaden, er store levekårsforskjeller (Djuve, Hagen og Vogt 1994). Ved å se på gjennomsnittstall for Oslo, som vi har gjort i dette kapitlet, er det dermed en fare for at en del særegne og byspesifikke forklaringsfaktorer undervurderes. La oss se om kapittel seks bringer noe nytt.

Kapittel 6 Analyse av kommunale og bydelsvise (Oslo) variasjoner i sosialhjelpsutgifter

I dette kapitlet vil vi gjennomføre liknende analyser som i kapittel fem, men denne gangen på et datamateriale der bydelene i Oslo er tatt med som om hver bydel var en kommune. Dette er tidligere gjort i en evaluering av Rattsøutvalgets modeller og analyser (Rongen 1996), der ett av funnene er at en spesifisering på bydel medfører en betydelig økning i modellenes forklaringskraft. Rongens begrunnelse for en slik framgangsmåte er at det er stor heterogenitet mellom bydelene i Oslo, og at opphopningen av dårlige levekår og høye sosiale utgifter i enkelte bydeler tilsløres ved at disse bydelene slås sammen med bydeler med svært gode levekår. Vi ønsker i dette kapitlet å undersøke om en analyse der bydelene inkluderes som separate enheter kan hjelpe oss til å komme fram til bedre forklaringsvariabler for sosialhjelpsvariasjoner enn det vi har funnet i de foregående kapitlene. Utover de variablene som er tatt med i Rongens analyser, har vi inkludert opplysninger om etniske minoriteter på et høyere detaljnivå enn det som er gjort tidligere. I tillegg har vi gjennomført en del analyser der bydelene i Oslo er tatt med som dummyvariabler, for om mulig å avdekke bydelseffekter som har betydning for sosialhjelpsbruken også etter at det er kontrollert for øvrige relevante variabler.

6.1 Modellspesifikasjon og estimeringsmetode

Som i kapittel fem anvendes regresjonsanalyse til å estimere en rekke ulike modeller for sammenhengen mellom sosialhjelpsutgifter og kommunekjennetegn. Vi starter opp med befolkningsstørrelse målt på tre ulike måter, og sammenlikner analysene av datasettet med bydelene inne som om de var kommuner, med analyser der bydelene er holdt utenfor. Deretter introduserer vi de av Rattsøutvalgets forslag til kriterier som vi har kunnet framskaffe på bydelsnivå. Så kjører vi noen analyser der vi i tillegg til Rattsøutvalgets kriterier har med dummyvariabler for hver av bydelene i Oslo, samt for en del etniske grupper på nasjonalitetsnivå. Deretter tas tilgjengelige variabler fra Langørgens og Rongens analyser inn i modellen. Sosialhjelpsutgifter

per innbygger er avhengig variabel i alle analysene som gjengis i dette kapittelet. Vi har også kjørt en del analyser der antall sosialhjelpstilfeller per 1000 innbyggere og gjennomsnittlig utbetaling per sosialhjelpstilfelle er brukt som avhengige variabler, men disse analysene tilfører lite nytt i forhold til det som her er gjengitt.

Både folkemengden totalt og den inverse av folkemengden brukes som uavhengige variabler i analysene. For å unngå at bydelene i Oslo skal forstyrre analysen av de mellomstore kommunene for øvrig, har vi lagt inn det totale folketallet i Oslo som folketall i hver av bydelene. I den grad variabelen folketall reflekterer et generelt press og uoversiktighet, gir dette også bedre mening. Modeller der folketallet i Oslo er lagt inn som folketall i hver av bydelene, gir også betydelig høyere forklaringskraft enn om bydelsbefolkningen brukes, se avsnittet under. Forskjellen i forklaringskraft forsvinner imidlertid når vi kontrollerer for sosio-økonomiske kjennetegn som i modell 6 og utover (jf vedlegg fire). Resultatene fra disse analysene er svært like dem vi fikk ved å bruke bydelenes folketall.

Alle variabler som uttrykker tetthet av ulike befolkningsgrupper er selvfølgelig beregnet på grunnlag av folkemengden i den enkelte bydel.

6.2 Trinn 1: Befolkningseffekten uten kontroll for øvrige variable

Folketall alene forklarer 31 prosent av den interkommunale variasjonen i sosialhjelpsutgifter per innbygger når vi bruker byens totale befolkning som folketall i hver av bydelene (modell 1 i vedlegg fire). (Når folketallet i den enkelte bydel brukes, forklarer folketallet bare ni prosent av variasjonen i sosialhjelpsutgifter). I modell 1 stiger sosialhjelpsutgift per innbygger med i underkant av 0,3 øre for hver ekstra innbygger en kommune har. Hvis vi legger inn en dummyvariabel for Oslo, får vi en signifikant negativ Oslo-effekt, samtidig som effekten av økt innbyggertall stiger til vel 0,7 øre per innbygger. Ved å inkludere dummier for Oslo samt for kommuner på mellom 5000 og 25 000 innbyggere, fra 25 000 til 100 000 innbyggere og for 100 000 innbyggere og over, stiger forklart varians til 37 prosent, men ingen av de uavhengige variablene har signifikant betydning for sosialhjelpsbruken (modell 3 i vedlegg fire). En mye brukt transformasjon av folketallvariabelen i lineær regresjon er den inverse av folketallet.¹ Når vi bytter ut folkemengden i modell 3 med den

¹ I lineær regresjon er det et metodisk problem dersom forholdet mellom den avhengige og de uavhengige variablene ikke er lineær. Slike problemer kan i en del tilfeller løses ved å transformere den avhengige variabelen, det vil si innføre en ny variabel som er en (ikke-lineær) funksjon av den gamle, på en slik måte at den transformerte variabelen gir en bedre lineær tilpasning. Det er grunn til å tro at sammenhengen mellom sosialhjelpsbruk per inn- (forts...)

inverse av folkemengden, får vi bare en marginal økning i forklaringskraft, men vi får nå en signifikant positiv effekt av Oslo-dummien, samt en signifikant negativ effekt av små kommuner. Begge disse effektene er i forhold til de øvrige storbyene, som her utgjør referansekategorien. Med andre ord har Oslo i denne modellen signifikant høyere sosialhjelpsutgifter per innbygger enn de øvrige storbyene, mens de minste kommunene har signifikant lavere sosialhjelpsutgifter per innbygger enn de øvrige storbyene. Den inverse av folkemengden er ikke signifikant på femprosentnivå, men på ti prosent. I modell 5 (i vedlegg fire) har vi lagt inn en dummy for de øvrige storbyene (Stavanger, Trondheim og Bergen). Denne gir signifikant utslag. Etter at det er kontrollert for den inverse befolkningsmengden, finner vi at merutgiftene til sosialhjelp per innbygger i kommuner på mellom 25 000 og 100 000 og i storbyene unntatt Oslo ligger oppunder 600 kroner relativt til de minste kommunene, mens de i Oslo er vel 1000 kroner per innbygger høyere enn i de minste kommunene. Vi får liknende B-koeffisienter ved å bruke befolkningsmengden istedenfor den inverse befolkningsmengden, men verken Oslo-dummien eller dummien for øvrige storbyer gir signifikant utslag. Vi får dessuten så godt som like høy forklaringskraft selv om variabelen for befolkningsstørrelse/den inverse befolkningsstørrelsen tas ut. Resultatene antyder at snarere enn å øke jevnt med innbyggertallet, stiger sosialhjelpsutgiftene per innbygger sterkere ved enkelte befolkningstørskler (jf kapittel fem).

6.3 Trinn 2: Kontroll for Rattsutvalgets kriterier

Ved innføring av variablene antall helt arbeidsledige mellom 16 og 24 år per 1000 innbyggere, antall helt arbeidsledige mellom 25 og 66 år per 1000 innbyggere, antall skilte og separerte per 1000 innbyggere og antall innvandrere fra ikke-vestlige land per 1000 innbyggere, får vi en forklaringskraft på 63 prosent. Dette er betydelig høyere enn i de tilsvarende analysene i kapittel fem, der den samme modellen har en forklaringskraft på 29 prosent. Dette er i tråd med Rongens funn og ikke

(...forts.) bygger og befolkningsstørrelse ikke er lineær, siden effekten på sosialhjelpsbruken av en enhets økning i folketallet gjerne er mindre når folketallet fra før av er stort, enn når folketallet er lite. Den inverse av folketallet vil gå mot null når folketallet går mot uendelig, og en enhets økning i folketallet når folketallet i utgangspunktet er stort, vil gi en svært liten reduksjon i den inverse av folketallet. Når folketallet er lite, vil en enhets endring i folketallet gi en større reduksjon i den inverse av folketallet. Sammenhengen mellom den inverse av folketallet og sosialhjelpsbruk per innbygger kan derfor gi en bedre lineær tilpasning enn sammenhengen mellom folketallet og sosialhjelpsbruk per innbygger. Fortegnet på sammenhengen vil dessuten snus.

overraskende, den sterke geografiske segregasjonen i Oslo tatt i betraktning (Hagen mfl 1994, Djuve, Bjørnskau og Hagen 1996).

Vi finner et meget sterkt og signifikant utslag av arbeidsledighetsrate i alder 25–66 år og også betydelig og signifikant utslag av skilsmisefrekvens. Også andel ikke-vestlige innvandrere gir signifikant utslag. Andel arbeidsledige i alder 16–24 år gir ikke signifikant utslag. Denne variabelen korrelerer dessuten sterkt med andel arbeidsledige mellom 25 og 66 år (jf kapittel fem). Vi har derfor utelatt variabelen som måler andelen arbeidsledige 16–24 år i de påfølgende modellene.

Sammenliknet med referansekategorien, som er kommuner med mindre enn 5000 innbyggere, får vi signifikant høyere sosialhjelpsbruk per innbygger i kommuner med mellom 5000 og 25 000 innbyggere og i kommuner med mellom 25 000 og 100 000 innbyggere, men ikke i de største byene. Den inverse av folkemengden er ikke signifikant på femprosentnivå, men det er ikke så mye om å gjøre. I modell 7 (i vedlegg fire) er folkemengden brukt i stedet for den inverse. Effekten av folkemengden er ikke signifikant, for øvrig finner vi omtrent de samme resultatene som i modell 6 (i vedlegg fire).

For å undersøke hvor godt modellen fanger opp bydelsforskjellene i Oslo, har vi kjørt en modell der det er lagt inn dummyvariabler for hver enkelt bydel (modell 8 og 9 i vedlegg fire). Ved å gjøre dette «skvetter» forklart varians opp i 72 prosent. Bydelene 4, 5, og 6 har store og signifikant høyere sosialhjelpsutgifter per innbygger enn de minste kommunene, når den inverse av befolkningsmengden brukes i stedet for befolkningsmengden direkte. Også bydelene 10 og 14 har signifikant høyere sosialhjelpsutgifter enn de minste kommunene, men bydel 25 Ullern har signifikant lavere sosialhjelpsutgifter enn de minste kommunene. Også kommuner på mellom 5000 innbyggere og 25 000 innbyggere samt kommuner på mellom 25 000 og 100 000 innbyggere har signifikant høyere sosialhjelpsutgifter enn de minste kommunene.

Ved å spesifisere innvandrervariabelen får vi en økning i forklart varians opp til 78 prosent (modell 10 i vedlegg fire). Mer interessant er det imidlertid at så godt som alle bydelseffektene forsvinner. De eneste bydelseffektene som nå er signifikante, er bydelene Sogn og Ullern, som har signifikant lavere sosialhjelpsbruk enn de minste kommunene. Dette har sammenheng med høy sosialhjelpsbruk i visse innvandrergrupper, samt sterk konsentrasjon av disse innvandrergruppene i bydeler der det også bor nordmenn med høy sosialhjelpsbruk. Det er viktig å huske på at resultatene ikke nødvendigvis betyr at det er de innvandrergruppene som her slår sterkest ut som har den høyeste sosialhjelpsbruken. Det vi kan si er at enkelte innvandrergrupper er konsentrert i kommuner og bydeler der sosialhjelpsbruken per innbygger er høy.

Riktignok kan det innvendes mot modellen at den har svært mange variabler i forhold til antall enheter (41/459). En modell med spesifiserte variabler for

opphavsland, men uten bydelsvariabler, får imidlertid en forklaringskraft på 73 prosent, med andre ord så vidt høyere enn modellen med bydelsvariabler og en samlekategori for innvandrere fra ikke-vestlige land (jf modell 9 i vedlegg fire). De til dels motstridene effektene av de ulike innvandrergруппene også fra ikke-vestlige land gjør at en oppsplitting på innvandrergруппer gir betydelig høyere forklaringskraft enn modeller med en samlekategori for ikke-vestlige innvandrere. I modell 11 (i vedlegg fire) får vi klare og signifikante positive utslag av høy tetthet av gruppene jugoslaver, bosniere, tyrkere, somaliere, iranere, marokkanere og pakistanere, mens indere har signifikant negativt utslag (dvs høy tetthet av indere gir lavere sosialhjelpsutgifter). Faktisk er andelen indere per 1000 innbyggere den av variablene som gir det sterkeste kroneutslaget i de modellene der det ikke er tatt med bydelsdummier for Oslo. I modellen med bydelsdummier er det bare de typiske flyktningegruppene (Jugoslavia, Bosnia, Somalia og Iran) som gir positivt utslag. En mulig fortolkning av dette er at grupper som tyrkere, marokkanere og pakistanere i stor grad bor i områder der sosialhjelpsbruken er høy, men at de ikke selv har signifikant høyere sosialhjelpsbruk enn arbeidsledighet, folketall i kommunen og skilsmissefrekvens skulle tilsi.

6.4 Trinn 3 og 4: Langørgens og Rongens modeller

Vi vil her inkludere variabler for antall overgangsstønadsmottakere, uførepensjonister, personer på attføring, personer på rehabilitering, antall siktede for brudd på henholdsvis narkotika og promillebestemmelser, boligpriser, dummyer for kommuner i Troms og Finnmark, dummy for kommuner med storbytillegg samt dummyer for Oslo, Bergen, Stavanger og Trondheim, tilsvarende som i Langørgens analyser. Vi har ikke informasjon om alminnelig inntekt per skatteyter på bydelsnivå, og variabelen er derfor utelatt fra analysen i dette kapitlet. Analysene avviker dessuten fra Langørgens modeller ved at vi fortsatt bruker de samme variablene for etniske minoriteter, til forskjell fra Langørgens oppdeling i «nærkulturelle» og «fjernkulturelle» innvandrere samt flyktninger som har bodd mer enn fem år i Norge (dvs bosettingskommunen har ikke lenger krav på statlig integreringstilskudd). Årsaken er også her at disse opplysningene ikke er tilgjengelig på bydelsnivå. Vi mangler også enkelte av de variablene Rongen har brukt, men har inkludert en variabel for utdanningsnivå som ligger ganske tett opp til den som er brukt i Rongens analyser.

I modellene 12 og 13 (i vedlegg fire) har vi inkludert henholdsvis en dummy for de kommunene som tidligere fikk storbytillegg, og dummier for hver av byene

Oslo, Bergen, Stavanger og Trondheim. Ingen av disse får signifikant utslag i modellene. Derimot får vi et signifikant negativt utslag for kommuner i Troms og Finnmark. Dette betyr at når det kontrolleres for de variablene som er inkludert i disse modellene, er sosialhjelpsbruken i de nordligste fylkene noe lavere enn i resten av landet. (Denne effekten forsvinner imidlertid i den stegvise regresjonen som er gjengitt i tabell 1–3 i vedlegg fire, der antall rehabiliteringstilfeller er tatt med, mens boligpris er tatt ut.) I begge modellene får vi også signifikant positiv effekt av arbeidsledighetsrate, andel innbyggere med overgangsstønad, andel uføre, den inverse av folkemengden samt andel etniske minoriteter med bakgrunnsland Jugoslavia, Bosnia-Hercegovina, Tyrkia, Marokko/Pakistan, Somalia og Iran. Også i disse modellene finner vi en sterk negativ effekt på sosialhjelpsbruken av andel indere. Andel skilte, gjennomsnittlig kvadratmeterpris på brukte boliger og landbakgrunn Chile eller samlekategori «Andre Land» har ikke signifikant effekt på sosialhjelpsbruken i noen av disse to modellene. Begge modellene har en forklaringskraft på 79 prosent.

I modell 13 (i vedlegg fire) har vi introdusert et normert samspillsledd for variablene skilte per innbygger og arbeidsledige per innbygger (samme mål som i kapittel fem går under navnet hopning I). Dette målet slår nå signifikant og positivt ut, i motsetning til i kapittel fem, der bydelene ikke er med som egne enheter i analysen. Samspillsleddet korrelerer høyt med de variablene det er konstruert av. Dette har medført at både skilte per innbygger og arbeidsledige per innbygger nå har fått snudd sine fortegn. Effekten av arbeidsledige per innbygger er ikke lenger signifikant, mens skilte per innbygger nå er blitt signifikant. Dessuten får vi i denne modellen signifikant positiv effekt av kvadratmeterpris på boliger og av innvandrere med landbakgrunn Andre Land. For øvrig finner vi de samme effektene som i modell 12 og 13. Forklaringskraften til modellen er på 80 prosent, men vi finner fremdeles ingen storbyeffekt.

Vi begynner nå å få ganske mange variabler i modellen, og vi har derfor gått over til å bruke skrittvis regresjon, dvs regresjonene beregnes trinn for trinn ved at den variabelen som gir størst økning i forklaringskraften, tas inn i modellen. I tillegg til variablene som var med i modell 13, har vi tatt med variabler for antall siktede for brudd på promille- og narkotikalovgivning, antall med utdanning på grunnskolenivå, bruttoflyttersate, attførings- og rehabiliteringstilfeller og andel av befolkningen over 17 år som har inntekt lik null eller under 50 prosent av median disponibel inntekt. Resultatene av de tolv første regresjonene er gjengitt i tabell 1 i vedlegg fire.

Antall personer med minoritetsbakgrunn fra Pakistan/Marokko forklarer alene hele 59 prosent av variasjonen i sosialhjelp. Forklaringen på dette kan ikke bare være at sosialhjelpsbruken er høyere blant pakistanere og marokkanere enn i den øvrige befolkningen, til det er disse gruppene for små. Snarere må tolkningen

være at pakistanere og marokkanere er bosatt i kommuner, og spesielt bydeler, der sosialhjelpsbruken generelt er høy. Andelen pakistanere/marokkanere blir dermed en svært god indikator på det generelle sosialhjelpsnivået i en kommune/bydel. Når i tillegg samspillsleddet for skilte/arbeidsledige tas inn i modellen, er forklaringskraften på 70 prosent. Deretter stiger forklaringskraften med to–tre prosent for hver av variablene landbakgrunn Bosnia/Hercegovina, den inverse av befolkningsmengden, landbakgrunn Jugoslavia, landbakgrunn India (ca en prosent) og landbakgrunn Iran etter hvert som disse legges til i modellen. Deretter kryper forklart varians sakte oppover fra 79 prosent til 81 prosent etter hvert som variablene landbakgrunn Tyrkia, landbakgrunn Somalia, rehabiliteringstilfeller per innbygger, skilte/separerte per innbygger og landbakgrunn Andre Land tas inn i modellen. Alle disse variablene er signifikante. Ingen av de variablene som er kastet ut av den tolvte regresjonen er signifikante på femprosentnivå, men dummen for Troms og Finnmark samt bakgrunnsland Chile er signifikante på seks–syvprosentnivå, jamfør tabell 3 i vedlegg fire.

6.5 Bydelsanalysers relevans for fordeling mellom kommuner

Som Rongen finner vi at regresjonsmodellene gir betydelig større forklaringskraft når bydelene i Oslo er tatt med i analysen som om de hadde vært egne kommuner. Vi finner dessuten til dels andre signifikante forklaringsvariabler for variasjoner i sosialhjelpsutgifter per innbygger enn i analysene der Oslo er tatt med samlet. Den store økningen i forklaringskraft har sammenheng med at bydelene i Oslo er sosialt og etnisk svært geografisk segregert, og at det er betydelige innslag av hopning av levekårsproblemer. De samme modellene anvendt uten å ta med bydelene som egne case gir betydelig lavere forklaringskraft: I modell 15 (i vedlegg fire) har vi gjengitt resultatene av den samme analysen som er gjengitt i modell 12 i vedlegg fire, gjennomført når datamaterialet ikke er spesifisert på bydel. De samme variablene som forklarer 81 prosent av variasjonen i sosialhjelpsutgifter per innbygger når bydelene er med i analysen, forklarer nå bare 46 prosent. Ved å kjøre en stepwise regresjon med de samme variablene som i den skrittvisе regresjonen i tabell 1–3 (modell 14) i vedlegg fire, kommer vi opp i en forklaringskraft på 55 prosent, men nå med noe andre variabler. Nå er det landbakgrunn Iran som gir det største utslaget, og alene forklarer 22 prosent av variansen. Landbakgrunn Pakistan/Marokko kommer ikke inn før i trinn 5, og øker forklart varians med tre prosent. Dette tyder på at andel pakistanere/marokkanere er mer egnet til å forklare forskjeller i sosial-

hjelpsutgifter internt i Oslo enn mellom Oslo og resten av landet. Det voldsomme utslaget av andel indere er også helt borte. Indere er likhet med mange andre innvandrergupper sterkt konsentrert til Oslo. Kombinasjonen av at en rekke etniske minoriteter er sterkt konsentrert til Oslo, og dessuten i visse bydeler, gjør at tettheten av disse gruppene er mindre egnet til å forklare interkommunale variasjoner i sosialhjelpsbruk. Regresjonene er gjengitt i vedlegg fire, modell 16.1 til 16.11.

6.6 Estimerte effekter for storbyene

I dette avsnittet vil vi kommentere hvilke prediksjoner fire ulike modeller gir for sosialhjelpsbruken i Oslo og de øvrige storbyene i 1996: Rattsømodellen, Langørgenmodellen, «vår» modell og en modell med spesifisert landbakgrunn. Prediksjonene kan også betraktes som den tildelingen storbyene ville ha fått dersom de totale utgiftene til sosialhjelp på landsbasis i 1996 skulle fordeles til kommunene ved hjelp av de ulike modellene.

Modell A

Den første modellen er vår reduserte variant av Rattsømodellen, med arbeidsledighetsrate, skilte/separerte per innbygger, den inverse befolkningsmengden samt en variabel for ikke-vestlige innvandrere der også minoriteter med opprinnelse i det tidligere Jugoslavia er plassert i kategorien ikke-vestlig. Ved hjelp av regresjonsanalyse har vi kommet fram til følgende modellspesifikasjon for kommunenes sosialhjelpsutgifter:

$$\text{Estimert sosialhjelpsutgift per innbygger} = 363.61 + 7458.668 * (\text{antall helt arbeidsledige i alder 16 til 59 år per innbygger}) + 1853.343 * (\text{antall skilte og separerte per innbygger}) + 11699.05 * (\text{antall ikke-vestlige minoritetsetniske per innbygger}) - 175478.1234 * (\text{den inverse befolkningsmengden}).$$

For Oslo gir dette en estimert sosialhjelpsutgift per innbygger på kr 1961. For å få de samlede sosialhjelpsutgiftene, multipliserer vi med befolkningsmengden og kommer fram til samlede sosialhjelpsutgifter på kr 958 122 570. Dette er noe mer enn de faktiske utgiftene, som i 1996 var på kr 950 350 000. Effektene for de øvrige byene er oppsummert i tabell 6.1.

Modell B

Denne modellen er en variant av Langørgens modell. I tillegg til variablene i modell A over er det tatt med variabler for antall personer med overgangsstønad per innbygger, antall uføretrygdde per innbygger, gjennomsnittlige priser på brukte boliger,² en dummyvariabel for kommuner i Troms og Finnmark, antall personer med ikke-vestlig minoritetsbakgrunn per innbygger, antall tilskuddsberettigede flyktninger per innbygger, samt et normert samspillsledd (hopningsindeks II, se beskrivelse i vedlegg to) for skilte/separerte, arbeidsledige og antall flyktninger bosatt 1992–96. I den opprinnelige analysen hadde vi også med variabler for den inverse befolkningsmengden, antall vestlige innvandrere per innbygger og dummier for Oslo, Bergen, Stavanger og Trondheim. Disse har imidlertid ikke signifikant effekt på sosialhjelpsutgiftene. Derimot har det en viss betydning for de estimerte koeffisientene til de variablene som har signifikant effekt, hvorvidt disse seks variablene er med i regresjonsanalysen eller ikke når verdien på koeffisientene estimeres. Dersom variablene er med, får vi en estimert sosialhjelpsbruk i Oslo på kr 759 770 349, det vil si betydelig under faktisk forbruk. Dersom vi plukker de seks ikke-signifikante variablene ut av analysen, endrer de estimerte koeffisientene for de variablene som er signifikante seg slik at vi får en estimert sosialhjelpsbruk på kr 862 420 232, som fremdeles er noe under faktisk forbruk. Vi mener det er mest korrekt å bruke modellen der de ikke-signifikante variablene er tatt ut når sosialhjelpsbruken skal estimeres, og det er derfor denne modellen som gjengis her:

Estimert sosialhjelpsutgift per innbygger = $-170.347 + 10118.536 * (\text{antall helt arbeidsledige i alder 16 til 59 år per innbygger}) + 1659 + 1068.950 * (\text{antall skilte og separerte per innbygger}) + 14843.053 * (\text{antall ikke-vestlige minoritets-etniske per innbygger}) + 9231.974 * (\text{antall personer med overgangsstønad per innbygger}) + 3326.094 * (\text{antall personer med uføretrygd per innbygger}) + 0.03038 * (\text{gjennomsnittlig pris på brukte boliger}) - 145.353 * (\text{dummy for kommuner i Troms og Finnmark}) + 46292.163 * (\text{antall flyktninger med krav på integreringstilskudd per innbygger}) - 32.906 * (\text{hopningsindeks II})$.

Dette gir i Oslo en estimert sosialhjelpsbruk på kr 1764,87 per innbygger.

Modell C: « Vår modell »

Vår modell er framkommet gjennom en stegvis regresjonsanalyse der vi i tillegg til variablene i modell B testet ut to ulike fattigdomsmål, antall kjøretøy per innbygger,

² Missing-verdier er erstattet med gjennomsnittsverdi for kommuner av tilnærmet samme størrelse (jf variabeldefinisjonene i vedlegg to til kapittel fem).

antall innbyggere over 16 år med utdanning på grunnskolenivå per innbygger, antall attføringstilfeller per innbygger, antall rehabiliteringstilfeller per innbygger, antall løpende sykepengetilfeller per innbygger, antall personer på arbeidsmarkedstiltak per innbygger og barnevernssaker per innbygger. De av variablene som ble plukket ut i analysen, er alle signifikante. Ingen av variablene som ble utelatt har signifikant effekt på sosialhjelpsutgiftene. Vi fikk følgende modell:

Estimert sosialhjelpsutgift per innbygger = $170,486 + 9499,588 * \text{antall ikke-vestlige minoritetsetniske per innbygger} + 14357,007 * \text{antall personer på arbeidsmarkedstiltak per innbygger} + 41903,578 * \text{antall tilskuddsberettigede flyktninger per innbygger} + 8090,246 * \text{antall skatteyttere med null i disponibel inntekt} + 3668,414 * \text{antall uføretrygdede per innbygger} - 8,828 * \text{antall personer over 16 år med utdanning på grunnskolenivå per innbygger} + 11073,429 * \text{antall personer med overgangsstønad per innbygger} - 105,188 * \text{dummy for kommuner i Troms og Finnmark}.$

Dette gir estimerte sosialhjelpsutgifter per innbygger i Oslo på kr 2009,39, og totale sosialhjelpsutgifter på kr 981 906 355, det vil si ganske nært opp til modell A.

Modell D

Denne modellen er hentet fra analysene i dette kapittelet. I analysen der bydelene var inne som egne enheter fant vi sterke effekter av enkelte etniske minoriteter. I denne modellen er bydelene ikke med, men vi har tatt med de samme variablene som ga stort utslag i de analysene der bydelene var tatt med. Også her har vi kjørt en stegvis regresjon med variablene antall helt arbeidsledige per innbygger, antall personer med overgangsstønad per innbygger, antall uføretrygdede per innbygger, antall personer på attføring per innbygger, antall rehabiliteringstilfeller per innbygger, antall skilte/separerte per innbygger, gjennomsnittlig pris på brukte boliger, den inverse av befolkningsmengden, bruttoflytting per innbygger, antall personer med opprinnelsesland Jugoslavia per innbygger, antall personer med opprinnelsesland Bosnia per innbygger, antall personer med opprinnelsesland Tyrkia per innbygger, antall personer med opprinnelsesland Pakistan per innbygger, antall personer med opprinnelsesland Somalia per innbygger, antall personer med opprinnelsesland Iran per innbygger, antall personer med opprinnelsesland Chile per innbygger, antall personer med opprinnelsesland Andre Land per innbygger, dummy for Troms og Finnmark, samspillsledd for skilte/separerte (hopning I), en dummy for storbyene samt for ulike kommunestørrelser. Den spesifiserte modellen nedenfor viser de av variablene som har signifikant effekt på sosialhjelpsutgiftene samt deres respektive koeffisienter.

Estimert sosialhjelpsutgift per innbygger = $315.655 + 58677.962 * \text{landbakgrunn Iran per innbygger} + 204.480 * \text{hopning I} + 31039.202 * \text{landbakgrunn Bosnia per innbygger} - 374914.707 * \text{den inverse befolkningsmengden} + 27012.041 * \text{landbakgrunn Pakistan per innbygger} + 21226.567 * \text{landbakgrunn Jugoslavia per innbygger} - 1.269 * \text{bruttoflytting per innbygger} + 15016.646 * \text{antall rehabiliteringstilfeller} + 35038.319 * \text{landbakgrunn Somalia per innbygger} + 0.001357 * \text{antall på overgangsstønad per innbygger}$.

Dette gir en estimert sosialhjelpsutgift i Oslo på kr 2219,84 per innbygger, og totalt kr 1 084 745 980. Dersom vi legger inn de enkelte storbyene som dummier, får vi en signifikant negativ effekt av Oslo i denne modellen, og en estimert sosialhjelpsbruk på til sammen 938 557 132. Antall pakistanere per innbygger korrelerer imidlertid med dummien for Oslo med 0,785, noe som gjør det betenkelig å ha begge disse variablene inne i analysen samtidig.

Antall personer med landbakgrunn Marokko og India er holdt utenfor analysen fordi de korrelerer svært høyt med antall personer med landbakgrunn Pakistan. Vi har også kjørt noen analyser der personer med landbakgrunn Marokko og India er tatt med, mens pakistanere ikke er med. I disse analysene får vi en signifikant og positiv storbyeffekt, samt signifikant utslag av kommunestørrelser. Når de enkelte storbyene legges inn som enkeltdummier, får vi en signifikant positiv effekt for Bergen, men ikke for Oslo. Denne modellen vil for Oslo gi kr 1956,82 i sosialhjelpsutgifter per innbygger, og kr 956 218 210 totalt.

Det er et problem ved bruk av spesifiserte landbakgrunnsvariabler at både pakistanere og enkelte andre innvandrergupper er sterkt konsentrert i Oslo, fordi dette gjør det vanskelig å skille mellom effekter av innvandreretthet og andre storbyeffekter. Dersom sosialhjelpsbruken i Oslo er høy som følge av dårlig kvalitet på det sosiale arbeidet, mange rusmisbrukere eller en hvilken som helst annen årsak som vi ikke har mulighet til å kontrollere for i våre modeller, vil dette kunne

- 88 framkomme som en Oslo-effekt dersom vi har med en Oslo-dummy, eller som en effekt av mange pakistanere per innbygger, siden pakistanerne i stor grad er bosatt i Oslo.

Tabell 6.1 Estimerte sosialhjelpsutgifter

	Modell A		Modell B		Modell C		Modell D		Brutto sosialhjelps- utgifter i 1996 i 10 000
	Totalt	Per innb.	Totalt	Per innb.	Totalt	Per innb.	Totalt	Per innb.	
Oslo	958122570	1961	840007329	1719	981906355	2009	1084745980	2220	95035
Kristiansand	80557208	1163	90994671	1314	98286444	1419	87860151	1268	7604
Stavanger	150943309	1446	147593291	1414	160910383	1542	114625338	1098	13425
Bergen	194953144	873	202394488	907	232970687	1044	223297343	1000	26823
Trondheim	140906201	980	150191460	1044	160687877	1117	153965662	1070	14844
Modellens forklarings- kraft (R^2 adjusted)	0,32		0,45		0,486		0,554		

6.7 Oppsummering

I dette kapittelet har vi brukt et datasett der bydelene i Oslo inngår som om de var separate kommuner, for å undersøke om en slik framgangsmåte kan gi bedre forklaringsvariabler enn en analyse der Oslo inngår som én kommune. Vi har presentert modeller som gir til dels svært høy forklaringskraft. Den av modellene som gir høyest forklart varians (R^2 adjusted=81%) inkluderer variablene:

1. Antall personer med *landbakgrunn Pakistan eller Marokko*, per innbygger
2. Normert *samspillsledd*: (antall skilte per innbygger) * (antall helt arbeidsledige 16–66 år per innbygger) / (antall skilte per innbygger * antall helt arbeidsledige 16–66 år per innbygger) / means
3. Antall personer med *landbakgrunn Bosnia-Hercegovina*, per innbygger
4. Den inverse av *befolkningmengden*
5. Antall personer med *landbakgrunn Jugoslavia*, per innbygger
6. Antall personer med *landbakgrunn India*, per innbygger
7. Antall personer med *landbakgrunn Iran*, per innbygger
8. Antall personer med *landbakgrunn Tyrkia*, per innbygger
9. Antall personer med *landbakgrunn Somalia*, per innbygger
10. *Skilte/separerte*, per innbygger
11. Antall personer med *landbakgrunn Andre Land*, per innbygger

Enkelte av variablene er imidlertid bedre egnet til å forklare bydelsvis forskjeller i Oslo enn interkommunale forskjeller på landsbasis. Både andelen innvandrere/flyktninger med landbakgrunn fra Pakistan/Marokko og landbakgrunn fra India får betydelig mindre forklaringskraft når en lar være å splitte Oslo opp etter bydel. Ingen av modellene har påvist noen storbyeffekt. Riktignok finner vi enkelte bydelseffekter, men disse forsvinner når vi splitter opp variabelen ikke-vestlige innvandrere i undergrupper. Ved oppsplitting etter undergrupper finner vi svært sterke og signifikante effekter av en rekke innvandrergupper, men effektene varierer i styrke og også i fortegn. Dette gjør at bruken av samlekategoriene ikke-vestlige innvandrere ved fordeling av sosialhjelpsmidler kan gi betydelige skjevheter på kommunenivå, avhengig av hvilke innvandrergupper den enkelte kommune har. Som vi har vært inne på tidligere, kan imidlertid ikke resultatene tolkes som at disse gruppene har større sosialhjelpsbruk enn andre, siden vi ikke har data på individnivå. Det vi kan

konkludere med at gruppene selv og/eller andre som bor i samme kommune/bydel har høyere sosialhjelpsbruk enn kommunenes øvrige kjennetegn skulle tilsi.

Vi har i analysene i dette kapitlet ikke hatt mulighet til å skille ut flyktninger som har vært mindre enn fem år i landet, og som dermed utløser statlig integreringstilskudd til bostedskommunen (disse opplysningene har vi ikke på bydelsnivå). Flere av de gruppene som slår sterkt ut i analysene er typiske flyktningegrupper, og det er grunn til å tro at et betydelig antall av dem har mindre enn fem års botid. De store variasjonene i utslag for de ulike gruppene indikerer likevel at integreringstilskuddet i ulik grad dekker kommunenes kostnader ved mottak av flyktninger, avhengig av hvilke grupper kommunen har tatt imot. Også her gjelder imidlertid forbeholdet om at våre aggregerte data ikke gir informasjon om hvilke individer eller grupper i kommunen som står for sosialhjelpsbruken. På den andre siden vet vi også fra tidligere studier at det er betydelige forskjeller i sosialhjelpsbruk blant ulike flyktningegrupper, selv om disse har lik botid (Djuve og Hagen 1995).

Kapittel 7 Oppsummering og konklusjon

I dette sluttkapittelet oppsummerer vi kort funnene fra levекårsundersøkelsen og fra analysene av kommune- og bydelsdataene. Vi fokuserer på eventuelle storby-/hovedstadseffekter og oppsummerer hvordan fire sett av kostnadsnøkler vil slå ut for de store byene Oslo, Bergen, Trondheim og Stavanger. I tillegg drøftes hvorfor resultatene fra individanalysen på en del punkter avviker fra de resultatene fra analysene på aggregert nivå. For øvrig peker vi på hvor følsomme forklaringsmodeller på aggregert nivå synes å være for årlige svingninger i de demografiske og sosio-økonomiske faktorene som inngår i analysene. Endelig samler vi trådene i en sammenfattende konklusjon.

7.1 Hva påvirker sosialhjelpsbruken på individ-/husholdsnivå?

Analysene av Levekårsdataene for 1995 viser en klar sammenheng mellom det å motta sosialhjelp og en rekke levекårsindikatorer. Det er sterk sammenheng mellom et husholds sosialhjelpsbruk og økonomiske/materielle variabler som å leie bolig, det å disponere bil og det å bo i blokk framfor enebolig eller rekkehus. Inntektsfattigdom har en indirekte effekt ved at den virker gjennom de tre nevnte materielle forholdene. Det er videre en klar sammenheng mellom omfanget eller bredden av den enkeltes sosiale nettverk og mottak av sosialhjelp. Jo flere sosiale kontakter, desto lavere er andelen sosialhjelpshushold. I tillegg er det klare sammenhenger mellom sosialhjelp og individuelle ressurser som utdanning, mental helse, og fysisk helse. Alle utslagene er også i forventet retning: Ressurssvikt av materiell og menneskelig art øker risikoen for å være sosialhjelpsmottaker. Betydningen av arbeidsledighet er også markant, og er blant de enkeltfaktorene som forklarer mest av variasjonene i sosialhjelpsbruk. Det å være enslig forsørger er også en risikofaktor i seg selv, uavhengig av de kjennetegn vi tidligere har nevnt.

I tillegg til disse effektene av enkeltfaktorer har vi testet en del samspillsledd. Kun ett av disse hadde signifikant betydning. Under kontroll for en rekke andre forhold viser det seg at unge mennesker (16–24 år) som bor utenfor storbyene (dvs på steder med mer enn 100 000 innbyggere), har spesielt høy risiko for å være

sosialhjelpsmottakere, mens eldre (45–66 år) i storby har spesielt lav risiko. I tolkningen av dette resultatet må vi være klar over at vi har «kontrollert» for forskjeller i helse, utdanning, fattigdom, arbeidsledighet osv. En forklaring på dette kontra-intuitive funnet er at det i storbyer er forholdsvis mange studenter i aldersgruppen 16–24 år. Sammensetningen av ungdomsgruppen er derfor svært forskjellig i storbyene sammenliknet med andre steder. I tillegg har studenter ikke rett til å motta sosialhjelp i løpet av skoleårets ti måneder.

Selv om vi i analysene ikke finner noen storbyeffekt, målt som innbyggertall, finnes det en klar signifikant effekt av å bo i blokk. Antakelig er «blokk» følsom for viktige sosiale og geografiske forskjeller innad i storbyene, forskjeller som urbaniseringsvariabelen ikke fanger opp. Dersom det er tilfellet, har vi identifisert en «storbyeffekt» i vårt materiale, selv om denne ikke fanges opp av innbyggertallet. Strengt tatt gir begrepet «storbyeffekt» gale assosiasjoner. Det er ikke en genuin storbyeffekt vi står overfor, men snarere en «drabantbyeffekt» og en «indre by-effekt». Funnet illustrerer at storbyene er svært ulikt sosialt sammensatt. I storbyene, og spesielt i Oslo, finner vi de beste og de verste levekårene i Norge. Det fanges opp av variabelen «blokk», men ikke av «urbaniseringsgrad».

7.2 Hva påvirker utgiftene til økonomisk sosialhjelp på kommune- og bydelsnivå?

I analysene av data på aggregert nivå finner vi også klare statistiske sammenhenger mellom ulike demografiske og sosioøkonomiske forklaringsfaktorer og kommunenes brutto utgifter til økonomisk sosialhjelp per innbygger. Etter å ha kontrollert for en rekke ulike forklaringsvariabler og redusert modellen, blir vi sittende igjen med en modell hvor følgende faktorer har en statistisk pålitelig effekt på utgiftsnivået per innbygger: *Andelen på ordinære arbeidsmarkedstiltak 16–66 år, andelen med overgangsstønad, andelen uføre 16–66 år, den inverse befolkningsmengden, samt andelen ikke-vestlige flyktninger og innvandrere.*¹

Våre resultater skiller seg fra tidligere analyser på flere punkter. For det første forklarer de en langt lavere andel av variansen i den avhengige variabelen, sosialhjelpsutgifter per innbygger. To effekter viser seg imidlertid å være robuste og kan gjenfinnes med samme fortegn både i Langørgens og våre analyser. Det gjelder betydningen av *innbyggertall* (målt som den inverse befolkningsmengde) og *andelen*

¹ Disse variablene tilsvare i stor grad de variablene som forblir signifikante i den «fulle» modellen, hvor vi har alle forklaringsvariablene inne samtidig. Noe som, isolert sett, viser at disse faktorene er relativt robuste.

innvandrere og flyktninger. Effekten av de øvrige forklaringsfaktorene avviker. For det første får vi utslag for andel på ordinære arbeidsmarkedstiltak, men ikke for andelen helt arbeidsledige.² Da andelen på tiltak og andelen helt arbeidsledige som regel vil måle aspekter ved samme underliggende fenomen, nemlig arbeidsmarkedsforholdene i kommunen, innebærer dette likevel at arbeidssøkere, uavhengig av om de er helt ledige eller på tiltak, trolig vil være en god sosioøkonomisk indikator på variasjonene i sosialhjelpsutgifter per innbygger.³ Dette underbygges ytterligere av våre analyser på individ/husholdsnivå, hvor det å være arbeidsledig klart økte sjansen for å tilhøre et hushold som mottok sosialhjelp (jf kapittel fire). For det tredje, i vår modell er det ingen sammenheng mellom andelen skilte og separerte og kommunens sosialhjelpsutgifter per innbygger, men vi finner en positiv sammenheng for kommunenes andel av personer med overgangsstønad. Det er imidlertid vanskelig å relatere de avvikende resultatene til utviklingen i andelen skilte eller separerte og andelen med overgangsstønad fra 1993 til 1996. Gruppen skilte eller separerte og gruppen mottakere av overgangsstønad måler imidlertid deler av det samme fenomenet, nemlig kommunens andel av hushold med én forsørger. Uten at vi kan angi de konkrete mekanismene, kan imidlertid forklaringen på de utslagene vi får ligge gjemt i denne koblingen. I motsetning til Langørgen får vi også en positiv effekt for andelen uføretrygdete. Det betyr at en økning i andelen uførepensjonister gir en økning i sosialhjelpsutgiftene per innbygger. Dette er for øvrig i tråd med sosialhjelpsstatistikken, som viser at svært mange sosialhjelpsmottakere supplerer trygdeytelser med sosialhjelp.

Vi har også foretatt analyser av et datasett der bydelene i Oslo inngår som om de var separate kommuner. De modellene vi har estimert på basis av dette materialet har svært høy forklaringskraft. Modellene er slik sett bedre egnet til å forklare bydelsvise forskjeller i Oslo enn interkommunale forskjeller på landsbasis. Ingen av modellene avslører noen storbyeffekt. Riktignok finner vi enkelte bydels-effekter, men disse forsvinner når vi splitter opp variabelen ikke-vestlige innvandrere i undergrupper etter landbakgrunn. Da finner vi svært sterke og signifikante effekter av en rekke innvandrergupper, men effektene varierer i styrke og fortegn. Dette gjør at bruken av samlekategoriene ikke-vestlige innvandrere ved fordeling av

² Andelen arbeidsledige viser seg da også å ha effekt i våre modeller så lenge ikke andelen på tiltak introduseres.

³ På den annen side kan andelen på tiltak i større grad sies å måle langtidsledighet enn ledighet generelt, da en ofte må ha gått arbeidsledig en stund for å få tilbud om tiltak. Dette samsvarer i så fall med Røngens funn, hvor andelen langtidsledige viste seg å være en bedre indikator enn arbeidsledige generelt. I tillegg er sårbare grupper som innvandrere og svært unge arbeidssøkere prioriterte grupper når tiltak fordeles, noe som i utgangspunktet skulle tilsi en sterkere samvariasjon med sosialhjelpsbruk.

sosialhjelpsmidler kan gi betydelige skjevheter på kommunenivå, avhengig av hvilke innvandrergupper den enkelte kommune har. På den andre siden kan det være etisk problematisk å bruke visse minoritetsgrupper til å fordele sosialhjelpsmidler.

Uansett framstår kommunenes andel av ikke-vestlige innvandrere som en god indikator på storbyproblematikken. Det kan likevel være betenkelig å koble etniske minoriteters landbakgrunn direkte til et system for fordeling av sosialhjelpsmidler, da samvariasjon mellom variabler dessverre av mange fortolkes som årsakssammenhenger. Disse funnene tillater *ikke* den slutning at det er disse innvandrerguppene som i seg selv genererer det høye utgiftsnivået. For å trekke slike konklusjoner må en ha data på individnivå. Det eneste disse analysene viser, er at kommuner/bydeler med en høy andel innvandrere fra de landene vi har tatt med i analysen, har høyere sosialhjelpsutgifter enn kommuner/bydeler med en lav andel av innvandrere fra disse landene. Om sammenhengen skyldes at disse flyktninge- og innvandrerguppene systematisk er bosatt i kommuner med andre kjennetegn som virker utgiftsdrivende, eller om det er disse gruppene som i seg selv bidrar til utgiftsveksten, kan vi ikke fastslå med utgangspunkt i aggregerte data. Dette gjelder for så vidt alle de faktorene vi tester på aggregert nivå.

Kriterier basert på landbakgrunn vil også kunne oppleves som stigmatiserende. Sett i et integreringsperspektiv vil det også kunne sende svært uheldige signaler til kommunene. De kan urettmessig få en oppfatning av hvem det «lønner seg/ikke lønner seg» å bosette. Korrelasjonene mellom landbakgrunn og sosialhjelpsbruk er dessuten svært problematiske å fortolke, selv med utgangspunkt i individ- og/eller husholdsdata. Forholdet mellom en persons etniske bakgrunn og hans/hennes sosialhjelpsbruk er uhyre sammensatt og komplisert, og avhengig av forhold og kjennetegn like mye hos den etniske majoriteten som hos de etniske minoritetene.

Uansett, et helt sentral funn er at analyser fra ett år på ingen måte gir grunnlag for klare, entydige og robuste konklusjoner om hvilke kriterier en bør satse på. Snarere inviterer våre funn til å vise stor varsomhet ved valg av kriterier. Som sagt er det til dels store forskjeller mellom våre og tidligere funn, selv om datamaterialet bare avviker tre år i tid. Dette indikerer at modellen er svært «tidsavhengig». Det kan ha sammenheng med at de indikatorene (eller variablene) som inngår i modellene like mye måler konsekvensene av kortsiktige svingninger i for eksempel ledighetsnivå, flyktningestrømmer/flyktningepolitikk og boligmarked, som trekk ved de eventuelle tunge underliggende sosioøkonomiske befolknings- og levekårsstrukturer. En for sterk vektlegging av resultatene av analyser med basis i ett enkeltår kan derfor føre galt av sted. Øyeblikksbilder er ikke nødvendigvis representative for tilstanden i kommunene over noe lengre tid. Spesielt ser vi dette når det gjelder betydningen av andel med overgangsstønad og uførepensjon, som i vår og Langørgens analyser får motsatt fortegn, og derfor må gis en helt ulik fortolkning.

7.3 Hvorfor får vi avvik mellom analysene på individnivå og aggregert nivå?

Resultatene av levekårsanalysene og resultatene av analysene av data på kommune-nivå skiller seg også fra hverandre på flere områder. Det er langt færre faktorer som er signifikante på aggregert nivå enn på individ-/husholdsnivå, selv om enkelte av variablene går igjen, blant annet *enslige forsørgere* (eller personer med overgangsstønad), *personer på arbeidsmarkedstiltak* (som vil utgjøre en andel av dem som i levekårsundersøkelsen sier de er arbeidsledige) og *andelen uføre* (som kan oppfattes som en parallell til det å ha dårlig helse, fysisk og/eller psykisk).

Forskjellene kan ha sammenheng med flere forhold. For det første er den uavhengige variabelen i individanalysene bruk eller kontakt med sosialtjenesten, og ikke utbetalt beløp, mens det er sosialhjelpsutgiftsnivået som er den primære avhengige variabelen i de aggregerte analysene, selv om vi også der ser på forhold som samvarierer med klientratene (eller antall stønadstilfeller per innbygger).

For det andre har vi i levekårsundersøkelsen ikke kjennskap til individenes etniske bakgrunn. En variabel som viser seg å være svært sentral i analysene hvor kommuner og bydeler er enheter. Dette i seg selv kan være forklaringen på hvorfor andre variabler, som blokk/enebolig, leie/eie eller antall barn slår ut i individ-/husholdsanalysene. De kan rett og slett være uttrykk for den «innvandreffekten» vi finner på aggregert nivå. Hvor sannsynlig dette er, avhenger imidlertid av hvor representativ levekårsundersøkelsen er for innvandrere- og flyktningebefolkningen. Det er rimelig å tro at det fordres gode norskkunnskaper for å delta i levekårsundersøkelsen, og at frafallet blant innvandre og flyktninger derfor er langt høyere enn blant andre nordmenn. Slik sett er den trolig mest representativ for innvandrere/flyktninger med gode norskkunnskaper, og det neste spørsmålet blir da om disse er mer lik andre nordmenn enn innvandrere flest.

For det tredje er det ikke nødvendigvis slik at store variasjoner mellom individer går igjen mellom kommuner. Hvis det er langt mindre variasjon i andelene av befolkningen med bestemte gunstige eller ugunstige egenskaper, kan effektene på kommunenivå fort bli tilnærmet null, selv om de er signifikante på individnivå.

For det fjerde er mange uavhengige variabler i de aggregerte datasettene høyt korrelert med hverandre, det vil si det foreligger multikolinearitet. Dermed slår effekten av en variabel ut effekten av en annen som den er sterkt korrelert med. Selv om vi tar hensyn til multikolinearitetsproblematikken ved å slå sammen variabler eller utelate variabler, betyr det likevel at vi mister noe informasjon. I individdataene er multikolinearitet et langt mindre problem.

For det femte er levekårsdataene ikke konsistente på individnivå; å være sosialhjelpsmottaker refererer seg til husholdet, ikke til intervjupersonen. Nå kan

en kanskje si at husholdets økonomi og sammensetning alltid vil tas med i vurderingen av saksbehandlerne på sosialkontoret når de vurderer berettigelsen av sosialhjelp og stønadsnivå, slik at dette ikke er så problematisk. På den annen side er en del av de faktorene vi kontrollerer for på individnivå knyttet kun til intervjuobjektet. Dette kan føre til at enkelte faktorer undervurderes, da vi ikke vet de andre husholdsmedlemmenes verdi på disse variablene. Det gjelder for eksempel om ektefelle/foreldre er i arbeid – eller er arbeidsledig, ektefelles/foreldres utdanningsnivå, helse og så videre.

7.4 Finnes det en storbyeffekt?

Rapportens hovedproblemstilling er om det *finnes en storbyeffekt eller hovedstadseffekt*? De tidligere undersøkelsene har gitt ulike svar på dette spørsmålet, selv med utgangspunkt i data fra samme år. Langørgen konkluderte med at det ikke fantes noen storbyeffekt, eller for den del Oslo-effekt, mens Rongen kom til motsatt konklusjon. Hva sier så vårt materiale?

Vi finner en storbyeffekt og en Oslo-effekt i de bivariate analysene av kommunedataene. Den svinner imidlertid hen når vi entrer Rattsutvalgets kriterier, og det er innvandervariabelen som gjør utslaget. Dette bekreftes også av at vi nesten «automatisk» får en positiv signifikant Oslo-effekt så snart innvandrers-/flyktningevariablene fjernes. Rongens påvisning av en storbyeffekt i 1993-dataene, der han korrigerte for heteroskedastisitet, bekreftes ikke av vår tilsvarende analyse av 1996-dataene. Vi finner imidlertid mindre effekter for storbyene Bergen og Stavanger. Ut fra våre resultater vil sosialhjelpsutgiftene i disse byene være høyere enn i andre kommuner, når det kontrolleres for de andre variablene i modellen.

Analysen av datasettet som inneholder bydelene i Oslo gir samme konklusjon: det er ingen påvisbar storbyeffekt. Signifikante bydelseffekter i disse dataene forsvinner også når innvandrere inkluderes. Disse funnene tillater imidlertid ikke den slutning at det er disse innvandrergruppene som i seg selv genererer det høye utgiftsnivået. For å trekke slike slutninger trenger vi data på individnivå. Uansett framstår andelen ikke-vestlige innvandrere som en god indikator på storbyproblematikken. Hvor etisk akseptabel den er, kan som nevnt diskuteres.

7.5 Fra modell til utgifter

Spørsmålet vi stiller oss etter dette er: *Hvordan framstår de nye modellene og variablene i kriteriesammenheng sammenliknet med dem som er anvendt tidligere?* I kapittel tre argumenterte vi for at en fortrinnsvis burde benytte variabler som ligger tettest mulig opp til det fenomenet en ønsker å forholde seg til, eller at faktoren har en rimelig veldokumentert effekt på den avhengige variabelen på individnivå. Et kriteriesystem bør være intuitivt forståelig for dem det gjelder, slik at kriteriene virker meningsfylte i forhold til det aktuelle området, selv om resultater av analyser på aggregert nivå selvsagt ikke kan gis den samme substansielle fortolkning som analyser av individ- og husholdsdata. For å illustrere poenget nærmere, vil det for eksempel virke svært søkt å anvende andelen mazdaer eller rotweilere per innbygger som kostnadsnøkkel ved fordeling av sosialhjelpsmidler, selv om det faktisk viste seg å være en sterk korrelasjon mellom antall av denne biltypen, eller hunderasen per innbygger og utgifter til økonomisk sosialhjelp.

Problemet er at de fleste variablene vi har studert har en indirekte forbindelse med nivået på sosialhjelpsutgiftene. Verken sosioøkonomisk status (arbeidsledige og uføre), husholdssammensetning (enslige forsørgere) eller innvandrere og flyktningevariablene fanger opp dem som har lav inntekt eller «dårlig råd» direkte. Førstnevnte angir heller risikoen for å ha lav inntekt, mens nummer to er en variabel som måler sannsynligheten for lav inntekt i kombinasjon med forsørgelsesansvar og små muligheter til alternative husholdsinntekter, da det bare er én forsørger. Sistnevnte er det derimot langt mer vanskelig å innholdsbestemme. Det framstår nesten som en «smakssak» om en foretrekker den ene modellen framfor den andre, eller Langørgens variabelsett framfor vårt. Omsatt i kriterier får det imidlertid klare økonomiske konsekvenser for den enkelte kommune hvilket variabelsett som velges, siden endelig valg av kriterier eller kostnadsnøkler vil kunne gi svært ulik uttelling for de forskjellige kommunene.

For å illustrere dette fordelingspoenget har vi beregnet hva fire ulike modeller forutsier om sosialhjelpsbruken i henholdsvis Oslo, Bergen, Trondheim og Stavanger i 1996: «Rattsømodellen», «Langørgenmodellen», «vår» modell og en modell med spesifisert landbakgrunn. Hvilke variabler som inngår i de enkelte modellene framgår av kapittel seks. «Rattsømodellen» gir en gjennomsnittlig sosialhjelpsutgift per innbygger i Oslo på om lag 1961 kroner. Langørgenmodellen gir minst til Oslo: 1719 kroner per innbygger. «Vår» modell gir 2009 kroner. Modellen med landbakgrunn gir mest til Oslo: 2220 kroner per innbygger. For Bergen og Trondheim er det «Rattsømodellen» som gir lavest beløp per innbygger, mens beregninger med utgangspunkt i «vår» modell gir det høyeste beløpet. Det samme gjelder for Stavanger, men her er det modellen med spesifisering etter bydel som gir dårligste uttelling.

Disse tallene antyder at det selv for storbyene ikke er entydig hvilke kriterier som vil være gunstigst. Dette er for så vidt en bekreftelse på vår konklusjon fra kapittel to, hvor vi antydte at vi kanskje bare har én storby i Norge – Oslo – og at høye sosialhjelpsutgifter per innbygger mer er et hovedstadsproblem enn et felles problem for de fire største byene. Tallene antyder også at forskjellene i behovsstruktur, eller årsaker til sosialhjelpsbruk, mellom byene Bergen, Stavanger og Trondheim, også kan være store.

7.6 Konklusjon

I våre multivariate analyser av sosialhjelpsutgifter på kommunenivå finner vi ingen storbyeffekt eller hovedstadseffekt. De bivariate effektene vi avdekker for storby eller hovedstad, forsvinner når vi kontrollerer for andre faktorer. Av disse faktorene er andelen ikke-vestlige innvandrere helt vesentlig. Analysen av variasjoner i sosialhjelpsutgifter mellom bydelene i Oslo viser på tilsvarende måte at bydelseffektene opphører når andelen ikke-vestlige innvandrere introduseres. Siden disse analysene er på aggregert nivå, kan vi *ikke* slutte at det er ikke-vestlige innvandrere som drar sosialhjelpsutgiftene opp. Det er kun tillatelig å slutte at i bydeler med en stor andel innvandrere er sosialhjelpsutgiftene høyere enn steder der andelen er mindre. Heller ikke våre analyser av 1996-data, som korrigerer for såkalt heteroskedastisitet, bekrefter eksistensen av en egen storbyfaktor slik Rongen påviste ut fra 1993-dataene med tilsvarende statistiske justeringer. Det er for øvrig flere andre påfallende avvik mellom våre analyser og tidligere analyser; til forskjell fra Langørgen finner vi ikke signifikante effekter av skilte/separerte eller pris for brukte selveierboliger, og helt motsatte effekter av andelen med overgangsstønad og andelen med uførepensjon.

Som vi har påpekt innledningsvis og underveis, er det også en svakhet ved analysene at vi ikke har hatt mulighet til å kontrollere for en del faktorer det i dag ikke finnes opplysninger om i for eksempel kommunedatabasen, eller i annen offentlig statistikk, men som klart er interessante på bakgrunn av tidligere fattigdoms- og levekårsforskning. Slik sett kan levekårsanalysen gi en pekepinn om hva de aggregerte analysene ikke fanger opp. Eksempler på slike forhold kan være individuelle ressurser som mental helse, eller materielle ressurser som det å eie egen bolig. Andre forhold som det er grunn til å tro har betydning, men som det er svært vanskelig å finne pålitelig statistikk over, er andelen rusmisbrukere og bostedsløse. Det er grunn til å tro at mangelen på kontroll for slike kjennetegn kan ha bidratt

til de sterke sammenhengene vi finner mellom for eksempel andelen innvandrere og flyktninger på kommune-/bydelsnivå og sosialhjelpsutgiftene per innbygger.

I tillegg må vi understreke at vi i de foregående analysene har sett på kommunenes faktiske utgifter til økonomisk sosialhjelp og ikke befolkningens sosialhjelpsbehov. Det betyr at sosialkontorenes praksis og retningslinjer med hensyn til fordeling av midler i den enkelte kommune kan ha stor innvirkning på de resultatene vi ser. Det kan for eksempel tenkes at kommuner med få midler avsatt til sosialhjelpstiltak ubevisst (eller bevisst) tilpasser sine utbetalinger til de midlene de vet de har tilgjengelig, like så mye som til befolkningens reelle behov. Dette er forhold vi ikke har hatt mulighet til å kontrollere for i våre analyser. Hvis slike mekanismer er virksomme, kan valg av kriterier på basis av analyseresultatene bidra til en forsterkning av utilsiktede skjevheter i det eksisterende systemet.

På denne bakgrunn maner vi til stor varsomhet med å beregne og bruke kostnadsnøkler som er basert på statistiske resultater fra bare ett observasjonsår, hvor flere relevante kontrollvariabler mangler. I stedet bør en vurdere å basere seg på analyser av data fra en fem- til tiårsperiode, eller revidere kriteriene fortløpende på basis av regelmessige, kanskje årlige, analyser av de faktiske sosialhjelpsutgiftene. I tillegg bør en trolig i større grad supplere analysene av faktiske utgifter til økonomisk sosialhjelp med analyser av «objektivt» sosialhjelpsbehov eller fattigdom, for å omgå eller korrigere en ytterligere forsterkning av de skjevhetene som allerede ligger inne i systemet.



Litteratur

- Bane, MJ og DT Ellwood (1994) *Welfare realities. From rhetoric to reform*. Cambridge: Harvard University Press
- Bohrnstedt, GW og D Knoke (1994) *Statistics for social data analysis*. Third edition. Itasca, Illinois: F.E. Peacock Publishers
- Borge, LE og J Rattsø (1996) «Kommuneoverføringer og offentlig debatt.» *Sosialøkonomen* 3, 10–13
- Bowitz, E og Å Cappelen (1994) «Sysselsetting og arbeidsledighet i relasjon til trygdesystemet». I: Bruusgaard, D mfl, red, *Et nødvendig gode. Folketrygdens plass i velferds-Norge*. Oslo: Ad Notam Gyldendal
- Brevik, Ivar (1989) *Sosialhjelp i storby. Årsaker til merbruken*. Rapport fra delprosjektet: Bruk og brukere av sosialhjelp i Norge. Oslo: NIBR
- Brevik, Ivar (1995) *Sosialhjelp 1970 – 1993. Vekst og endring. Kommunale variasjoner*. NIBR-notat 1995. 136. Oslo: NIBR
- Brox, Ottar (1997) *Hysteres, marginalisering og økonomisk politikk*. Paper presentert på Nordisk konferanse om Arbeidsløshet, marginalisering og velferd. Oslo, 5–6 juni 1997
- Clausen, Sten-Erik (1996) «Oppvekstvilkår blant sosialhjelpsmottakere». I: Halvorsen, Knut, *Mestring av marginalitet: å leve og overleve som sosialklient*. Oslo: Cappelenes akademiske forlag
- Dahl, E og GE Birkelund (1999) «Sysselsetting, klasse og helse 1980–1995. En analyse av fem norske levekårsundersøkelser.» *Tidsskrift for samfunnsforskning* 40, 3–32
- Djuve, Anne-Britt, Torkel Bjørnskau og Kåre Hagen (1996) *Fra behov til budsjett. En evaluering av Oslo kommunes kriteriebaserte budsjettfordeling mellom bydelene*. Fafo-rapport 210. Oslo: Fafo
- Drøpping, Jon Anders og Jon Arve Nervik (1995) *Hva skjer med sosialhjelpen? Forskning om sosialhjelp 1989–1994*. INAS-rapport 95:1. Oslo: INAS

- Djuve, Anne-Britt og Kåre Hagen (1995) «Skaff meg en jobb!» *Levekår blant flyktninger i Oslo*. Fafo-rapport 184. Oslo: Fafo
- Djuve, Anne Britt, Kåre Hagen og Pernille Vogt (1994) *Oslo: den delte byen?* Fafo-rapport 161. Oslo: Fafo
- Djuve, Anne Britt, Torkel Bjørnskau og Kåre Hagen (1996) *Fra behov til budsjett. En evaluering av Oslo kommunes kriteriebaserte budsjettfordeling mellom bydelene*. Fafo-rapport 210. Oslo: Fafo
- Fløtten, Tone (1999) *Fattigdom i Norge. Problem eller bagatell?* Fafo-rapport 304. Oslo: Fafo
- Fürst, Roland og Lillian Høverstad (1999), *Stønadsbehov eller stønadskultur? En analyse av variasjonene i sosialhjelp mellom bydeler/distrikter i Oslo, Stavanger, Bergen og Trondheim*. Sluttrapport januar 1999. KS forskning – Program for storbyrettet forskning
- Gujarati, DN (1988) *Basic econometrics*. Second edition. New York: McGraw-Hill Book Company
- Gulbrandsen, Lars (1991) *Gjeldskrise?: er høy gjeld viktigste årsak til dagens privatøkonomiske problemer?* Oslo: Institutt for sosialforskning
- Hagen, Kåre (1997) *Innvandrere og sosialhjelp. Kunnskapsstatus og utfordringer for videre forskning*. Fafo-notat 1997:7. Oslo: Fafo
- Halleröd, Björn (1995) *Socialbidragstagande och fattigdom*
- Halvorsen, Knut (1993) «Against all odds». I: Fridberg, Torben, red, *On social assistance in Nordic capitals*. København: Socialforskningsinstituttet
- Hanssen, Jan Inge og Lars Inge Terum (1992) *Samfunnsendring og sosialhjelpsvekst. En analyse av veksten i sosialhjelpsforbruket i norske kommuner på 1980-tallet*. INAS-rapport 92:7. Oslo: INAS og Bodø: Nordlandsforskning
- Hosmer, David W og Stanley Lemeshow (1989) *Applied Logistic Regression*. New York: John Wiley & Sons
- Kalve, Trygve og Åne Osmundsdalen (1995) *Kombinert bruk av sosialhjelp og trygdeytelser*. SSB, rapport nr. 95/1. Oslo: SSB
- Langørgen, Audun (1995) *Faktorer bak kommunale variasjoner i utgifter til sosialhjelp og barnevern*. Forskningsavdelingen/Seksjon for offentlig økonomi og personmodeller. Oslo: SSB

- Lewis-Beck, Michael S, ed (1993) *Regression Analysis. International Handbooks of Quantitative Applications in the Social Sciences. Volume 2.* Sage Publication. Toppan Publishing
- Lian, Jon Are, Bernard Enjolras og Ivar Lødemel (1999) *Fattigdom og sosial eksklusjon i et komparativt perspektiv.* Upublisert notat.
- Lunde, Tormod og Christian Poppe (1991) *Ny-fattigdom i velferdsstaten: gjelds-problemer og betalingsvansker i levekårsperspektiv.* Lysaker :SIFO
- Lyngstad, Jan (1993), «Hvordan måle fattigdom?» *Samfunnsspeilet* 3. Oslo: SSB
- Lødding, Berit (1997) «Når kompetanse går på opphørssalg – om tilgang på læreplasser for tospråklig ungdom». I: Lødding og Tornes, red, *Idealer og paradokser. Aspekter ved gjennomføringen av Reform 94.* Oslo: Tano Aschehoug
- Marklund, Staffan (1993) «Helplessness, cumulative deprivation and persistent poverty». I: Fridberg, Torben, red, *On social assistance in Nordic capitals.* København: Socialforskningsinstituttet
- Mead, L (1992) *The new politics of poverty. The nonworking poor in America.* New York: Basic Books
- Mead, L, red (1997) *The new paternalism. Supervisory approaches to poverty.* Washington: Brookings Institution Press
- NOS: 1996 *Kommune-Norge i tall 1996*
- NOU 1996:1 *Et enklere og mer rettferdig inntektssystem for kommuner og fylkeskommuner*
- Ringen, Stein (1985) «Towards a Third Stage in the Measurement of Poverty.» *Acta Sociologica* (28)
- Rognen, Gunnar (1996) *Rattsø-utvalgets analyser og Oslo.* Sandviken: Handelshøgskolen BI
- Rogstad, J (1998) *Innvandrere og arbeid – en empirisk studie i fire bedrifter.* ISF-rapport 98:8. Oslo: ISF
- Rommetveit, Astrid (1997) *Levekårsundersøkelser 1981/1983/1987/1991/1995. Dokumentasjon og frekvensoversikter.* Rapport nr. 110. Bergen: NSD
- Sosial Utsyn* 1998. Statistiske analyser 22. Oslo: SSB
- SSB (1997) *Ukens statistikk* nr. 47. Oslo: SSB

- Sæbø, Gunnar (1993) *Som folk flest? En beskrivelse av levekårsforskjeller mellom sosialklienter og totalbefolkning*. INAS-notat 1993:4. Oslo: INAS
- Sæbø, Gunnar (1995) *Når pengene ikke strekker til. Om ulike økonomiske problemer blant sosialklientene – og hva de skyldes*. INAS-rapport 95:3. Oslo: INAS
- Toresen, Jøran (1993) *Økonomisk sosialhjelp – kommunalt utgiftsbehov. ressursfordelingen i Oslo/Akershus-regionen «Roar-prosjektet»*. Delrapport 10. NIBR-notat 1993:119. Oslo: NIBR
- Ulfstad, Lars-Marius (1997) *Bostedsløse i Norge. Kartlegging av bostedsløse i kontakt med hjelpeapparatet*. Prosjektrapport 216. Oslo: Norsk byggforskningsinstitutt
- Øverbye, Einar og Gunnar Sæbø (1996) «Økonomisk sårbarhet i et risikofylt samfunn. Hvor mange sosialklienter er nyfattige?» I: Halvorsen, Knut, red, *Mestring av marginalitet. Å leve og overleve som sosialklient*. Oslo: Cappelen Akademiske Forlag

Vedlegg 1 Analysene i tilknytning til kapittel fire

Variabeldefinisjoner

Sosiodemografiske variabler

- *Alder* er inndelt i tre grupper: 16–24 år, 25–44 år, og 45–66 år (referansekategori). Personer som er 67 år og mer er holdt helt utenfor analysen fordi kun fem personer i denne alderen er sosialhjelpsmottakere.
- *Kjønn*. Mann er kodet 1, dvs at kvinner er referansekategori.
- *Bosted* er en dikotom variabel. Storby, dvs bosted med 100 000 innbyggere eller mer er kodet 1 og kontrastert mot bosteder med færre innbyggere.
- *Familietype/husholdstype* deles i tre grupper: Enslige uten barn, par (gifte/samboende) med og uten barn (0–19 år), og enslige forsørgere. Referansegruppa er par.
- *Antall barn* i husholdet. Dette er en kontinuerlig variabel som går fra 0 til 4 barn.

Ressurser

- Utdanningsnivå: Lav utdanning, dvs kun ungdomsskole, er kodet 1.
- Helse: Psykisk helse er en indeks satt sammen av tre spørsmål: 1) kraftig hjertebank uten forutgående anstrengelse, 2) plaget av nervøsitet, angst eller rastløshet, 3) følelse av å være deprimert og nedfor slik at du ikke orket noen ting. De som har svart «ofte» eller «av og til» på ett eller flere av disse spørsmålene er kodet 1, dvs de har en psykisk plage. De øvrige er referansekategori.
Fysisk helse er basert på et spørsmål om nedsatt arbeidsevne på grunn av sykdom, eller funksjonshemming. De som «i høy grad» rapporterer nedsatt arbeidsevne har fått koden 1.
- Sosial kontakt er en såkalt indeksvariabel. Indeksen er summen av svar på fire enkeltspørsmål. Disse omfatter søskenkontakt, gode venner på stedet, gode venner andre steder, og nabokontakt. Verdien 0 er gitt til dem som ikke har søsken, eller har kontakt med søsken sjeldnere enn hvert år, dem som ikke har gode venner på stedet, dem som ikke har gode venner andre steder, og dem som ikke har naboer som de besøker av og til. De som skårer positivt på disse variablene er gitt verdien 1. Den summerte indeksvariabelen går dermed fra 0, dvs 0-skår på alle fire, til 4, dvs 1-skår på alle fire. Jo høyere verdien er, jo bredere er det sosiale kontaktnettet. Fordi svært få har verdien 0, er 0 og 1 slått sammen.

- «Fattige» er personer som bor i hushold der disponibel husholdsinntekt per medlem er mindre enn halvparten av medianinntekten for alle i utvalget. Medianinntekten er den verdien som deler fordelingen i to like store deler. Disponibel husholdsinntekt inkluderer alle former for inntekt fratrukket skatt. Inntekten er ekvivalert med OECDs skala som «justerer» for at store hushold har stordriftsfordeler. Første voksne teller 1, andre voksne teller 0,7 og barn teller 0,5. Fattige er kodet 1.¹
- Om husholdet har bil. De som ikke disponerer bil er kodet 1.
- Om husholdet leier eller eier boligen. De som leier boligen er kodet 1.
- Om husholdet bor i blokk eller ikke. De som bor i blokk er kodet 1.
- Tilknytning til arbeidsmarkedet er målt med hvorvidt respondenten er arbeidsledig og har vært det i minst tre måneder. Ledige er kodet 1.

Bivariate analyser

Tabell 4.1 De bivariate sammenhengene mellom husholdenes bruk av sosialhjelp og en rekke uavhengige variabler.

Uavhengige variabler	Andel som mottar sosialhjelp	Totalt	Signifikansnivå
Menn	5,4	100	(.604)
Kvinner	5,8	100	
Enslige	7,4	100	(.000)
Gift/samboende	4,0	100	
Enslige forsørgere	21,4	100	
Innb > 100 000	5,5	100	(.645)
Innb < 100 000	5,9	100	
16–24 år	9,8	100	(.000)
25–44 år	6,6	100	
45–66 år	4,4	100	

¹ Vi vurderte å innlemme en variabel som tapper økonomiske problemer, for eksempel problemer med å møte en uforutsett utgift på 2000 kroner. En slik variabel fanger antakelig opp balansen mellom inntekts-utgiftssiden i husholdet. Det er det imidlertid også flere andre variabler som gjør. Dessuten er en slik subjektiv variabel begrepsmessig svært nært (forts...)

Ingen barn	6,3	100	(.878)
1 barn	6,5	100	
2 barn	6,7	100	
3 barn	6,9	100	
4 barn el. flere	10,5	100	
God mental helse	3,7	100	(.000)
Dårlig ment. helse	10,0	100	
Nedsatt fysisk helse	15,5	100	(.000)
Ikke nedsatt fysisk helse	5,6	100	
1 Liten sosial kontakt	13,2	100	(.000)
2	10,3	100	
3	8,1	100	
4 Omfattende sosial kontakt	4,7	100	
Har ikke bil	22,9	100	(.000)
Har bil	4,2	100	
Bor i blokk	13,7	100	(.000)
Bor ikke i blokk	5,3	100	
Leier bolig	17,1	100	(.000)
Eier bolig	4,2	100	
Fattig	15,7	100	(.000)
Ikke fattig	5,8	100	
Lav utd. (bare grunnskole)	10,1	100	(.000)
Høy utd. (mer enn grunnsk.)	5,3	100	

(...forts.) knyttet til å motta sosialhjelp. Som vi har argumentert for foran, er det å motta sosialhjelp så å si ensbetydende med å ha dårlig råd. Sammenhengen mellom subjektiv vurdering av økonomiske problemer og å motta sosialhjelp blir bortimot selvnlysende.

Multivariate analyser (logistisk regresjon)

Tabell 4.2 Frihetsgrader, signifikansnivå og oddsratioer for en logistisk regresjonsmodell hvor husholdenes mottak av sosialhjelp er avhengig variabel

Variabler	df	Sig	Oddsratio
Alder	2	,0349	
Alder (1)	1	,0152	1,9410
Alder (2)	1	,4927	1,1826
Antbarn	1	,0014	1,3935
Bil (1)	1	,0000	3,2975
Blokk (1)	1	,0187	1,7264
Famfas	2	,0084	
Famfas (1)	1	,0021	2,5495
Famfas (2)	1	,3375	1,2306
Iosboste (1)	1	,0070	,5393
Ioskjønn (1)	1	,2982	1,2038
Leier (1)	1	,0000	2,3972
Menta (1)	1	,0001	2,0118
OECDpoor (1)	1	,8369	1,0566
Spm56F	2	,0000	
Spm56F (1)	1	,0000	4,7580
Spm56F (2)	1	,3273	1,7145
Nedsatt (1)	1	,0003	2,4269
Utd (1)	1	,0023	1,8145
Kontakt	1	,0073	,7512
Constant	1	,0000	

Forklaring: iosboste = bosted, ioskjønn = kjønn, menta = mental helse, oecdpoor = «fattige», spm56f = arbeidsløse, nedsatt = nedsatt arbeidsevne pga sykdom eller skade.

Kontroll for samspill

Samspillsleddene er testet en og en av gangen i en modell som inneholder alle variablene i tabell 4.3.

Vi holder oss til det gjengse signifikansnivået som innebærer at testverdien skal være 0.05 eller lavere. Anvender vi dette kriteriet for statistisk sikkerhet, ser vi at kun en samspillseffekt er signifikant: bosted * alder. To andre interaksjonsledd er i nærheten av å være statistisk sikre: bosted * familiefase, og bosted * sosial kontakt.

Tabell 4.3 Signifikanstesting av utvalgte samspillsledd

	Signifikansnivå
Bosted * alder	0.0319
Bosted * familiefase	0.0955
Bosted * arbeidsledig	0.3703
Bosted * fattig	0.8250
Bosted * utdanning	0.6591
Bosted * bil	0.6619
Bosted * blokk	0.6811
Bosted * leie/eie	0.5836
Bosted * sosial kontakt	0.0703
Bosted * mental helse	0.3680
Bosted * nedsatt arbeidsevne	0.6013
Familiefase * alder	0.8800
Familiefase * arbeidsledig	0.2135
Familiefase * fattig	0.4954
Familiefase * utdanning	0.7581
Familiefase * bil	0.3169
Familiefase * blokk	0.3351
Familiefase * leie/eie	0.4845
Familiefase * sosial kontakt	0.6505
Familiefase * mental helse	0.3659
Familiefase * nedsatt arbeidsevne	0.2864

Ingen av de 18 øvrige signifikanstestene er i nærheten av statistisk sikkerhet ut fra konvensjonelle vurderinger.²

Tabell 4.4 Andelen som mottar sosialhjelp avhengig av alder og bosted.

Uavhengige variabler	Andelen som mottar sosialhjelp	Totalt	Signifikansnivå
16-24 åringer i storby	7,9	100	(.001)
25-44 åringer i storby	8,8	100	
45-66 åringer i storby	3,6	100	
16-24 åringer utenfor storby	10,1	100	
25-44 åringer utenfor storby	5,9	100	
45-66 åringer utenfor storby	4,8	100	

² Vi gjør oppmerksom på at jo flere samspillsledd som testes, jo større er sannsynligheten for at signifikante resultater produseres av ren slump.

Vedlegg 2 Variabeldefinisjoner og analyser i tilknytning til kapittel fem

Uavhengige variabler

Befolknings/-storbyvariabler

1. Innbyggertall i kommunen per 1. 1.1997.
2. Innbyggertall i kommunen per 1.1.1997 (den inverse¹).
3. En dummyvariabel for hver av de fire største byene; Oslo, Bergen, Stavanger og Trondheim. En dummy for Oslo, hvor Oslo=1 og de øvrige kommunene=0, dummy for Bergen, hvor Bergen=1 og de øvrige kommunene=0, dummy for Stavanger hvor Stavanger=1 og de øvrige kommunene=0, og dummy for Trondheim, hvor Trondheim=1 og de øvrige kommunene=0.
4. Fem variabler som inndeler alle norske kommuner i fem grupper etter innbyggertall per 1.1.1997. En dummy hvor kommuner med inntil 5000 innbyggere=1 og de øvrige=0, en dummy hvor kommuner med mellom 5000 og 25 000 innbyggere=1 og de øvrige=0, en dummy hvor kommuner med mellom 25 000 og 100 000 innbyggere=1 og de andre lik 0, en dummy hvor Bergen, Stavanger og Trondheim=1 og de øvrige lik 0, samt en dummy hvor Oslo=1 og de øvrige =0. I analysene er Oslo referansekategori.
5. Dummyvariabel som skiller mellom kommuner i Troms og Finnmark, og alle øvrige kommuner. Troms og Finnmark=1 og alle andre kommuner=0.
6. Variabel som skiller mellom kommuner som mottar storbytillegg, og alle de andre norske kommunene, Oslo, Bergen, Trondheim, Stavanger, Drammen, Skien, Kristiansand og Tromsø =1 og de øvrige kommunene=0.

¹ Det viser seg å være en sterk korrelasjon mellom dummyvariabelen for Oslo og befolkningsmengde og dummyvariabelen for byer med storbytillegg og befolkningsmengde. Ved å benytte den inverse av befolkningsmengden unngår vi imidlertid koliniaritetsproblemet, og kan entre begge variablene i modellen. I de resterende analysene i kapittelet bruker vi da også konsekvent den inverse av befolkningsmengden. I tillegg vil den inverse befolkningsmengden gi en bedre tilpasning til data (jf 5.3).

7. En felles storbyvariabel for de fire største byene Oslo, Bergen, Stavanger og Trondheim. En dummyvariabel hvor Oslo, Bergen, Stavanger og Trondheim=1 og de øvrige kommunene=0.²

Demografiske og sosioøkonomiske variabler

8. Antall *ikke-vestlige*³ statsborgere per innbyggere. Ikke-vestlig vil si at de har landbakgrunn fra Asia, Afrika, Sør- eller Mellom-Amerika og Tyrkia.
9. Antall *innvandrere med ikke-vestlig bakgrunn uten rett til integreringstilskudd* (inkl. Jugoslavia, Bosnia-Hercegovina og Kroatia⁴) per innbygger (eksl. flyktninger bosatt 1991–1996).
10. Antall *innvandrere med vestlig bakgrunn uten rett til integreringstilskudd* (inkl. Jugoslavia, Bosnia-Hercegovina og Kroatia) per innbygger (eksl. flyktninger bosatt 1991–1996).
11. Antall *flyktninger med rett til integreringstilskudd* per innbygger (alle flyktninger og innvandrere som ikke mottar integreringstilskudd).
12. Antall *flyktninger med rett til integreringstilskudd etter landbakgrunn* per innbygger. Til sammen ti variabler som måler henholdsvis andelen flyktninger med rett til integreringstilskudd (bosatt inntil fem år i Norge) fra Bosnia-Hercegovina, Iran, India, Pakistan, Somalia, Marokko, Vietnam, Sri Lanka, Filippinene og andre land.⁵

² At det er en dummyvariabel vil si at den har to verdier, 1 og 0. I vanlig lineær regresjon må en, hvis en har variabler som ikke er på intervallnivå eller høyere, gjøre disse om til dummyvariabler, da analyseteknikken håndterer en slik dikotom variabel som varierer mellom 0 og 1, men ikke kategoriske variabler hvor avstanden mellom kategoriene er forskjellig fra kategori til kategori eller kategoriene utgjør gjensidig uteukkende og ikke rangerbare verdier.

³ Langørgen benytter begrepet «fjernkulturell» og «nærkulturell». Vi har byttet disse ut med begrepene ikke-vestlig og vestlig, da det i begrepene «nær- og fjernkulturell» ligger innbakt visse kulturelle, tilsynelatende betydningsfulle forskjeller, som grupperingene i utgangspunktet ikke gir grunnlag for. Statistisk sentralbyrå har også gått bort fra disse betegnelsene i sine siste publikasjoner. Langørgen skiller riktignok mellom innvandrere som har vært bosatt mer enn fem år i Norge. Det har ikke vi mulighet til med vårt materiale. Vi ser imidlertid bort fra flyktninger som mottar integreringstilskudd (de som har bodd i landet fem eller færre år). Dataene er en kombinasjon av opplysninger fra kontoret for befolkningsstatistikk i Statistisk sentralbyrå (SSB), samt spesialkjøringer fra UDIs flyktningeregister.

⁴ Vi har også benyttet en variabel hvor betegnelsen ikke-vestlig ikke omfatter personer fra Bosnia-Hercegovina, Jugoslavia og Kroatia (jfr modell 5–8 i tabell 5.1).

⁵ For ikke å få for mange ulike innvandrere- og flyktningegrupperinger, har vi plukket ut de ni landene hvor flest innvandrere/flyktninger har sin bakgrunn. De resterende er samlet i en felles restkategori. Dataene har vi fått fra SSBs kontor for befolkningsstatistikk.

13. Antall innvandrere uten rett til integreringstilskudd etter landbakgrunn per innbygger. Til sammen ti variabler som måler henholdsvis andelen flyktninger/innvandrere uten rett til integreringstilskudd (bosatt mer enn fem år i Norge) fra Bosnia-Hercegovina, Iran, India, Pakistan, Somalia, Marokko, Vietnam, Sri Lanka, Filippinene og andre land.
14. Antall skilte eller separerte 16–59 år per innbyggere.⁶
15. Antall helt arbeidsledige mellom 16–24 år per innbyggere.⁷
16. Antall helt arbeidsledige mellom 25–66 år per innbygger.⁸
17. Antall helt arbeidsledige mellom 16–59 år per innbygger.⁹
18. Antall på ordinære arbeidsmarkedstiltak per innbygger.¹⁰
19. Antall som mottar overgangsstønad per innbygger.¹¹
20. Antall med uførepensjon 16–66 år per innbygger.¹²
21. Gjennomsnittlig kvadratmeterpris på brukte selveierboliger.¹³

⁶ Dataene er utarbeidet av kontoret for befolkningsstatistikk i SSB på bestilling fra Fafo.

⁷ Disse opplysningene er hentet fra SSBs Hjulet for 1997.

⁸ Disse opplysningene er hentet fra SSBs Hjulet for 1997.

⁹ Dette er data vi har utarbeidet på basis av materialet som er bestilt fra Norsk samfunnsvitenskapelig datatjenestes (NSD) kommunedatabase. Vi kunne i dette tilfellet ikke benytte data fra Hjulet, da disse ikke inneholdt de nødvendige aldersinndelingene.

¹⁰ Dette er opplysninger som vi har bestilt fra NSDs kommunedatabase.

¹¹ Disse opplysningene er hentet fra SSBs Hjulet for 1997.

¹² Disse opplysningene er hentet fra SSBs Hjulet for 1997.

¹³ Da boligomsetningen i en del små byer er svært liten har SSB ikke villet beregne noen gjennomsnittlig kvadratmeterpris for disse. For at variabelen skal kunne inngå i analysen, har vi imidlertid valgt å legge inn den gjennomsnittlige kvadratmeterprisen for kommuner med færre enn 3000 innbyggere for de kommunene som mangler verdi på denne variabelen. De fleste av disse hadde færre enn 3000 innbyggere.

22. *Hopningsindeks I* for skilte eller separerte og arbeidsledige. Denne indeksen er lik produktet av befolkningsandelene for skilte og separerte i alderen 16–59 år med registrerte arbeidsledige under 66 år, normert i forhold til gjennomsnittsstørrelsen for alle kommuner.¹⁴
23. *Hopningsindeks II* for skilte eller separerte, arbeidsledige og flyktninger bosatt 1992–96. Denne indeksen er lik produktet av befolkningsandelene for skilte og separerte i alderen 16–59 år og registrerte arbeidsledige under 60 år og summen av flyktninger bosatt 1992–96 og øvrige ikke-vestlige innvandrere, normert i forhold til gjennomsnittstørrelser for alle kommuner (jf hopningsindeks I).
24. Antall *skatteyttere med inntekt under fattigdomsgrensen* (dvs 50 prosent av median disponibel inntekt eksklusive sosialhjelp) *per innbygger*.¹⁵
25. Antall *skatteyttere med 0 i disponibel inntekt per innbygger*.¹⁶
26. Antall *personbiler per innbygger*.¹⁷
27. Antall *attføringstilfeller per innbygger*.¹⁸
28. Antall *rehabiliteringstilfeller per innbygger*.¹⁹
29. Antall *løpende sykepengetilfeller per innbygger*.²⁰

¹⁴ At hopningsindeksen er normert vil si at vi har delt produktet av de to variablene som inngår i indeksen på gjennomsnittstørrelsen på det samme produktet for alle kommuner samlet [(antall arbeidsledige 16–66 år per innbygger * antall skilte eller separerte 16–59 år per innbygger / mean (antall arbeidsledige 16–66 år per innbygger * antall skilte eller separerte 16–59 år per innbygger)]. Vi får da et normert mål med gjennomsnittsverdi lik 1.

¹⁵ Dataene er hentet fra selvangivelsesstatistikken og er utarbeidet av kontor for inntektsstatistikk i SSB på bestilling fra Fafo.

¹⁶ Dataene er hentet fra selvangivelsesstatistikken og utarbeidet av kontoret for inntektsstatistikk i SSB på bestilling fra Fafo.

¹⁷ Disse opplysningene er hentet fra SSBs Hjulet for 1997.

¹⁸ Disse opplysningene er hentet fra SSBs Hjulet for 1997.

¹⁹ Disse opplysningene er hentet fra SSBs Hjulet for 1997.

²⁰ Disse opplysningene er hentet fra SSBs Hjulet for 1997.

30. Antall med *utdanning tilsvarende grunnskolenivå* per 10. oktober 1995 per innbygger.²¹
31. Antall *barnevernsaker* per innbygger.²²

I tillegg har vi i modellene testet ut en rekke andre variabler; blant annet kommunale frie inntekter per innbygger, bruttoflytting og nettoflytting per innbygger, antall sosialhjelpsarbeidere per innbygger. Da disse ikke hadde noen «synlige», det vil si signifikante, effekter i noen av analysene, har vi imidlertid valgt å ikke presentere de modellene hvor disse variablene inngår.

²¹ Disse opplysningene er hentet fra SSBs regnskapsstatistikk.

²² Disse opplysningene er hentet fra SSBs Hjulet for 1997.

Tabell 5.1a Regresjonskoeffisienter, signifikansnivå, R^2 og adjusted R^2 for et utvalg modeller hvor ulike befolkningsmål er uavhengig variabel og brutto utgifter til økonomisk sosialhjelp er avhengig variabel. I b-modellene er det korrigert for heteroskedastisitet.

	Modell 1a	Modell 1b	Modell 2a	Modell 2b	Modell 3a	Modell 3b	Modell 4a	Modell 4b
Konstant	601,225	601,225	637,014	637,014	640,659	640,659	1920,702	1920,702
Befolknings- mengde	4,21E-03***	4,21E-03***						
Dummy (Storby=1)			716,37***	716,37***				
Dummy (Oslo=1)					1280,0***	1280,0***		
Kommune- kategorier (ref.=Oslo)								
< 5000 innbyggere							-1399,1***	-1399,1***
5000-25 000 innbyggere							-1174,5***	-1174,5***
25 000-100 000 innbyggere							-862,232**	-862,232***
Bergen, Stavanger og Trondheim							-756,414*	-756,414***
R^2	.125	.125	.041	.041	.033	.033	.247	.247
Adjusted R^2	.123	.123	.038	.038	.030	.030	.240	.240

*= p < .05, ** =p < .00, ***=p< .000

Resultatene fra regresjonsanalysene

Tabell 5.1b Befolknings-/storbydimensjonen med kontroll for Rattsøkriteriene. Regresjonskoeffisienter, signifikansnivå, R² og adjusted R² for et utvalg modeller hvor brutto utgifter til økonomisk sosialhjelp per innbygger er avhengig variabel. I b-modellene har vi korrigert for heteroskedastisitet.

	Modell 5a	Modell 5b	Modell 6a	Modell 6b	Modell 7a	Modell 7b	Modell 8a	Modell 8b	Modell 9a	Modell 9b
Konstant	282,775	282,775	363.1513	363.1513	271,156	271,156	267,416	267,416	589,582	589,582
Befolkningsm	1,415E-03*	1,415E-03								
Inverse bef.mengde Dummy (Storby=1)			-175478.1***	-175478.1***	45,496	45,496				
Dummy (Oslo=1)							-127,031	-127,031		
Komm.kat. (ref.=Oslo)										
<5000 innb									-335,748	-335,748 ¹
5000-25 000 innbyggere									-154,707	-154,707
25 000-100 000 innb									13,760	13,760
Bergen, Stav. og Trondheim									-55,554	-55,554
Ant. skilte/ sep. per innb	2231,772***	2231,772	1853.343**	1853.343	2330,048***	2330,048	2320,119***	2320,119	1197,339*	1197,339
Ant. arbeidsl 16-59 år per innb	7346,346***	7346,346*	7458.668***	7458.668**	7463,795***	7463,795*	7505,118***	7505,118*	8068,382***	8068,382**
Ant. ikke-vest innv. u/rett til integr.tilsk.	10812,425***	10812,425***	11699.05***	11699.05***	12599,279***	12599,279***	12994,770***	12994,770***	9663,244***	9663,244***
R ²	.297	.297	.3261	.3261	.288	.288	.288	.288	.372	.372
Adjusted R ²	.291	.291	.3198	.3198	.281	.281	.281	.281	.362	.362

*= p < .05, ** =p < .00, ***=p< .000

¹ På grensen til å være signifikant, p=0.057

Tabell 5.2 Regresjonskoeffisienter, signifikansnivå, R^2 og adjusted R^2 for et utvalg av modeller hvor brutto utgifter til økonomisk sosialhjelps per innbygger er avhengig variabel. I b-modellene har vi korrigert for heteroskedastisitet.

	Modell 10a	Modell 10b	Modell 11a	Modell 11b	Modell 12a	Modell 12b
Konstant	79,033	79,033	51,158	51,158	26,701	26,701
Antall ikke-vestlige statsborgere per innb.	18286,16***	18286,16***	17914,74***	17914,74***	18735,37***	18735,37***
Antall skilte el sep. 16-59 år per innbygger	953,38	953,38	786,792	786,792	820,867	820,867
Antall helt arb.ledige 16-59 år per innbygger	4496,017*	4496,017	6657,714**	6657,714*	6852,511**	6852,511*
Antall uføretrygdede per innbygger	2341,911*	2341,911*	2880,661**	2880,661**	2871,285**	2871,285**
Antall som mottar overg.stønad per innb.	15984,36**	15984,36**	16919,11***	16919,11**	17598,68***	17598,68**
Gjennomsn. kvadratm-pris for brukte selveierb	,0178535	,0178535	,0111284	,0111284	,0135462	,0135462
Inv. befolkn.mengde	-232829,1***	-232829,1***	-228880,9***	-228880,9***	-227932***	-227932***
Dummy for Troms og Finnmark			-167,734**	-167,734**	-170,042**	-170,042***
Dummy for byer med storbytillegg			204,224*	204,224		
Dummy for Oslo					37,135	37,135
Dummy for Bergen					112,828	112,828**
Dummy for Stavanger					177,381	177,381***
Dummy for Trondheim					-60,712	-60,712
R^2	.427	0.427	.448	.448	.442	.442
Adjusted R^2	.417		.436		.426	

*=p< .05, **=p< .001, ***= p< .0001 osv

Tabell 5.3 Regresjonskoeffisienter, signifikansnivå, R² og adjusted R² for et utvalg av Langørgens modeller hvor brutto utgifter til økonomisk sosialhjelp er avhengig variabel. I b-modellene har vi korrigert for heteroskedastisitet.

	Modell 13a	Modell 13b	Modell 14a	Modell 14b	Modell 15a	Modell 15b	Modell 16a	Modell 16b	Modell 17a	Modell 17b
Konstant	-16,758	-16,758	-194,600	-194,600	-91,254	-91,254	-126,156	-126,156	-140,012	-140,012
Ant. ikke-vest innv. u/rett til integr.tilsk. per innb.	8719,305***	8719,305***	9482,99***	9482,99***	13851,84***	13851,84***	12934,39***	12934,39***	13699,50***	13699,50***
Ant. vestlige innv. m/rett til integr.tilsk. per innb.	2222,437	2222,437	1571,145	1571,145	1862,323	1862,323	2841,624	2841,624	2716,876	2716,876
Antall flyktn. med rett til integr.tilsk.	43080,83***	43080,83***	43969,89***	43969,89***	44540,70***	44540,70***	46658,76***	46658,76***	46174,52***	46174,52***
Ant skilte/sep 16-59 år per innbygger	763,963	763,963	5694,149**	5694,149**	1173,372*	1173,372	1073,471	1073,471	1068,950	1068,950
Ant. helt arb.led. 16-59 år per innb.	3765,906	3765,906	16638,455**	16638,45**	7570,33**	7570,333**	9898,67***	9898,673***	9783,187***	9783,187**
Ant. uføretr. 16-66 år per innb.	2992,852**	2992,852**	2523,567**	2523,567*	2814,38**	2814,389**	3317,77***	3317,772**	3309,606***	3309,606**
Ant. mottar overg.stønad per innb.	9728,310*	9728,310 ²	8518,312	8518,312	7988,854	7988,854	7896,988	7896,988	8768,186	8768,186

*=p< .05, **=p< .001, ***= p< .0001 osv

² På grensen til å være signifikant, p=0.070

Tabell 5.3 (forts)

	Modell 13a	Modell 13b	Modell 14a	Modell 14b	Modell 15a	Modell 15b	Modell 16a	Modell 16b	Modell 17a	Modell 17b
Gjennomsn. kvadratm.pris på brukte selveierbol.	3,002E-02*	3,002E-02*	2,442E-02*	2,442E-02* ³	2,794E-02*	2,794E-02*	2,169E-02	2,169E-02 ⁴	2,306E-02*	2,306E-02 ⁵
Inv. befolkn.-mengde	-39821,591	-39821,591	-37973,375	-37973,375	-33577,499	-33577,499	-24138,285	-24138,285	-23740,265	-23740,265
Hopn.mål 1			-217,707**	-217,707**						
Hopn.mål 2					-31,635**	-31,635*	-35,733**	-35,733**	-33,960**	-33,960**
Dummy for Troms og Finnmark							-149,678**	-149,678**	-149,488**	-149,488**
D for byer m/ storbytillegg							265,717**	265,717*		
D for Oslo									243,213	243,213
D for Bergen									303,524	303,524***
D: Stavanger									-102,411	-102,411
D: Trondheim									19,151	19,151
R ²	.437	.437	.448	.448	.448	.448	.469	.469	.463	.463
Adjusted R ²	.425		.435		.435		.454		.444	

*=p< .05, **=p< .001, ***= p< .0001 osv

³ p=0.052

⁴ På grensen til å være signifikant, p=0.067

⁵ På grensen til å være signifikant, p=0.058

Tabell 5.4 Vår modell. Regresjonskoeffisienter N, signifikansnivå, R² og adjusted R² for et utvalg variable hvor brutto utgifter til økonomisk sosialhjelp er avhengig variabel. For hver av modellene gjengir vi resultatene for den «fulle» modellen (a-modellene), den reduserte modellene (b-modellen), samt reduserte modeller med kontroll for heteroskedastisitet (c-modellene).

	Modell 18a (full+h)	Modell 18b (redusert)	Modell 18c (redusert+h)	Modell 19a (full+h)	Modell 19b (redusert)	Modell 19c (redusert+h)	Modell 20a (full+h)	Modell 20b (redusert)	Modell 20c (redusert+h)
Konstant	235.0509	153.1762	149.1303	499.7826	53.51778	61.87996	796.9871	1040.456	1033.635
Ant. ikke-vest. innv. u/rett til integr.tilskudd per innbygger	12263.65***	8606.998***	8745.743***						
Ant. vestlige innv. m/rett til integr.tilskudd per innbygger	1607.77	4340.318*	4344.603*						
Ant. flyktn. med rett til integr.tilskudd	43156.52***	41274***	41207.74***						
<i>Flyktning fra Bosnia</i>				36400.41***	37226.67***	37756.07***			
<i>Flyktning fra Chile</i>				208125.7** ⁶	193758.7**	200643.4***			-
<i>Flyktning fra Sri Lanka</i>				36808.58	-	-			
<i>Flyktning fra Jugoslavia</i>				336417.5 ⁷	347688.3*	349817.6**			
<i>Flyktning fra Vietnam</i>				21907.39	-	-			
<i>Flyktning fra Somalia</i>				1188200.9**	124753.7***	123900.5**			

⁶ Signifikansnivået øker når vi korr. for heteroskedastisiteten i modellen (.000=***).

⁷ På grensen til å være statistisk signifikant (.056), men blir klart signifikant (.002) når vi korrigerer for heteroskedastisiteten i modellen.

	Modell 17a (full+h)	Modell 17b (redusert)	Modell 17c (redusert+h)	Modell 18a (full+h)	Modell 18b (redusert)	Modell 18c (redusert+h)	Modell 19a (full+h)	Modell 19b (redusert)	Modell 19c (redusert+h)
<i>Flyktning fra Marokko</i>				-194625	-	-			
<i>Flyktning fra Tyrkia</i>				296596.1	-	-			
<i>Flyktninger fra Iran</i>				112098.6***	108515.8***	106785.7***			
<i>Flyktninger fra andre land</i>				56681.88*	71902.33**	73157.34***			
Innvandrere fra Bosnia				19144.05***	16964.88***	17239.75***			
Innvandrere fra Chile				-9124.75	-	-			
Innvandrere fra Sri Lanka				-6085.102	-	-			
Innvandrere fra India				-19434.23	-	-			
Innvandrere fra Pakistan				15918.52	-	-			
Innvandrere fra Iran				33718.31**	38535.57**	37688.8***			
Innvandrere fra Jugoslavia				15038.93**	14262.91**	14769.49*			
Innvandrere fra Vietnam				5992.579	11944.1*	14551.87*			
Innvandrere fra Somalia				1513.82	-	-			
Innvandrere fra Marokko				123775.8*	-	-			

Innvandrere fra Tyrkia				6291.53	-		10711.66*		
Innvandrere fra Filippinene				1067.437	-		-		
Innvandrere fra andre land				2588.895	5137.764**		5179.762***		
<i>Ant. skilte/sep. 16-59 år per innbygger</i>	632.4844	-	-	111.3607			-	224.0172	-
<i>Ant. helt arb.led. 16-59 år per innb.</i>	4428.095	-	-	1692.532			-	-2177.612	-
<i>Ant. på ord. arb.mark.tiltak 16-66 år per innbygger</i>	11635.61***	12912.5***	-	10547.622**	9061.645***	9273.685**	13880.72***	13561.9***	13681.47***
<i>Ant. uføretr. 16-66 år per innbygger</i>	3381.077**	3365.127**	3381.185**	2950.727* ⁸	2254.979-**	2128.135*	4267.162**	4119.999***	4216.62**
<i>Ant. mottar overg.stønad per innbygger</i>	13417.35**	15779.97***	15509.24**	14302.86**	15028.18***	13583.94**	16380.85**	15133.99**	14546.33**
<i>Antall under attf. per innb.</i>	-2110.724	-	-	-4460.57	-	-	-3314.952	-	-
<i>Ant. under rehab. per innb</i>	4834.412	-	-	5676.409	-	-	-474.3459	-	-
<i>Ant. løpende sykep.tilfeller per innbygger</i>	-2175.821	-	-	-1031.622	-	-	847.8853	-	-

⁸Signifikansnivået når vi korregerer for heteroskedastisiteten i modellen (signifikansnivået =.009=**)

	Modell 17a (full+h)	Modell 17b (redusert)	Modell 17c (redusert+h)	Modell 18a (full+h)	Modell 18b (redusert)	Modell 18c (redusert+h)	Modell 19a (full+h)	Modell 19b (redusert)	Modell 19c (redusert+h)
<i>Ant. m/utd kun på gr.sk.nivå per innbygger</i>	-6.486302*	-5.558038*	-5.44133*	-4.83423 ⁹	-	-	-12.55144***	-13.8501***	-13.64379***
<i>Fattig 1: Antall m/skattbar innt=0 per innb</i>	-1052.604	-	-	-1458.633* ¹⁰	-	-	-2219.923**	-	-3330.393***
<i>Fattig 2: Antall m/disp. inntekt (eksl. sosialhj) under 50% av med. per innb</i>	4706.156	-	-	5270.019 ¹¹	-	-	9583.507**	11307.02***	10797.96**
<i>Ant personbiler per innbygger</i>	109.0914	-	-	-156.6305	-	-	87.29626	-	-
<i>Ant barnevern- saker per innb.</i>	1080.76	-	-	2563.265	-	-	747.59	-	-
<i>Gjennomsn. kvadratm.pris på brukte selveierboliger</i>	-.0030518	-	-	-.0175503	-	-	-.0027711	-	-
<i>Inv. befolkn.- mengde</i>	-85218.74	-129950.3*	-129418.7*	-93890.71	-128472.5**	-125654.2**	-128252.6*	-115820.1	-117056.8

⁹ På grensen til å være signifikant (signifikansnivå= .073).

¹⁰ Når vi kontrollerer for heteroskedastisiteten i modellen øker signifikansnivået til .070, og er dermed ikke lenger signifikant.

¹¹ På grensen til å være signifikant (signifikansnivå=.057), når vi korrejerer for heteroskedastisiteten i modellen øker signifikansnivået til .069.

<i>Hopn.mål 2</i>	-26.46618*	-	-	11.6997	-	-	28.17439*	-	-
<i>Dummy for Troms og Finnmark</i>	-167.953**	-	-159.3197**	-125.6871*	-92.52159*	-	-147.1701*	-164.1652**	-163.6123**
D for Oslo	224.0486	-	-	-967.7237 ¹²	-	-	296.7837	768.0332**	783.8575***
D for Bergen	261.84(***) ¹³	-	278.5578***	216.3843	-	296.8205***	223.6301***	-	236.894***
D: Stavanger	-83.46794	-	-127.5085	-22.14082	-	-	113.2877	-	338.3916***
D: Trondheim	18.03098	-	-	-7.837169	-	-	52.26937	-	86.96699**
<i>R²</i>	.5198	.5005	.5024	.5911	.5628	.5630	.4073	.3809	.3845
<i>Adjusted R²</i>	.4911	.4897		.5439	.5446		.3765	.3675	

*= p < .05, ** =p < .00, ***=p< .000

¹² Når vi korrigerer for heteroskedastisiteten i modellen blir dummyen som skiller Oslo fra de øvrige kommunene tilnærmet signifikant (.056).

¹³ Signifikant etter kontroll for heteroskedastisiteten i modellen ved hjelp av Whites korreksjon, jf. vedlegg tre.

Tabell 5.5 Regresjonskoeffisienter, signifikansnivå , R^2 og adjusted R^2 for et utvalg modeller hvor brutto utgifter til økonomisk sosialhjelp per sosialhjelpstilfelle er avhengig variabel. I b-modellene kontrolleres det for heteroskedastisiteten.

	Modell 1a	Modell 1b	Modell 2a	Modell 2b
Konstant	15263.43	15263.43	18227.03	18227.03
Ant. ikke-vest innv. u/rett til integreringstilsk per innbygger	339087.8***	339087.8***	288505.6***	288505.6***
Antall vestl innv. u/rett til integreringstilsk. per innbygger	57250.3	57250.3	24897.95	24897.95
Ant. flyktn. m/rett til integr.tilsk.	1089075***	1089075***	1027347***	1027347***
Ant. skilte sep 16-59 år per innb.	7275.709	7275.709	3967.276	3967.276
Ant. helt arb.led.16-59 år per innb	178133*	178133**	27398.06	27398.06
Ant. på ord. arb.markedstiltak 16-66 år per innbygger			252734.1**	252734.1*
Ant. uføretr. 16-66 år per innb.	-46088.98 ¹⁴	-46088.98 ¹⁵	-19477.56	-19477.56
Ant. mottar overg.stønad per innb	416604.6**	-416604.6**	-367990**	-367990**
Ant. under attføring per innb.			-6932.012	-6932.012
Ant. under rehab. per innb.			-98327.44	-98327.44
Ant. løp. sykepengetilf. per innb.			-50680.87	-50680.87
Ant. m/kun gr.sk.utd. per innb.			-166.6226*	-166.6226
Ant. m/skattbar innt=0 per innb.			1051.507	1051.507
Ant. m/disp. innt. (eksl. sosialhj) under 50 % av median per innb			158437.3*	158437.3*
Antall personbiler per innbygger			5762.307	5762.307

Ant. barnevernssaker per innb.			-223487	-223487
Gjennomsnittlig kvadratmeterpris for brukte selveierboliger	.8845614**	.8845614*	.5523512	.5523512
Inverse befolkningsmengde	-1192081	-1192081	-235038.7	-235038.7
Hopningsmål 2	-1209.786***	-1209.786**	-809.5108*	-809.5108*
Dummy for Troms og Finnmark	-2016.047	-2016.047 ¹⁶	-1397.721	-1397.721
Dummy for Oslo	-3120.065	-3120.065	-6728.83	-6728.83
Dummy for Bergen	2099.353	2099.353*	1936.518	1936.518 ¹⁷
Dummy for Stavanger	-2294.578	-2294.578	-2205.076	-2205.076
Dummy for Trondheim	-878.8966	-878.8966	-508.5296	-508.5296
R ²	.3005	.3005	.3408	.3408
Adjusted R ²	.2755	.2755	.3022	.3022

*= p < .05, ** =p < .00, ***=p< .000

¹⁴ På grensen til å være signifikant, p=0.084.

¹⁵ På grensen til å være signifikant, p=0.079.

¹⁶ På grensen til å være signifikant, p=0.087

¹⁷ På grensen til å være signifikant, p=0.057.

Tabell 5.6 Regresjonskoeffisienter, signifikansnivå, R^2 og adjusted R^2 for et utvalg modeller hvor antall sosialhjelpstilfeller per innbygger er avhengig variabel. I b-modellene kontrolleres det for heteroskedastisiteten.

	Modell 1a	Modell 1b	Modell 2a	Modell 2b
Konstant	-.0023575	-.0023575	.0057616	.0057616
Ant. ikke-vest innv uten rett til integreringstilsk per innb	.2195043**	.2195043**	.1947599**	.1947599**
Antall vestlige innv uten til integreringstilskudd per innb	.1449796*	.1449796*	.1517248*	.1517248*
Ant. flyktn. m/rett til integr.tilsk	.681727***	.681727***	.6509211***	.6509211***
Ant. skilte/sep. 16-59 år per innb.	.0382775*	.0382775*	.0311026 ¹⁸	.0311026
Ant. helt arb.led 16-59 år per innb	.327661***	.327661***	.1934911*	.1934911 ¹⁹
Ant. på ord. arbeidsmarkedstiltak 16-66 år per innbygger			.329225**	.329225**
Antall uføretr. 16-66 år per innb.	.2532971***	.2532971***	.2372531***	.2372531***
Ant mottar overg.stønad per innb.	.9258834***	.9258834***	.813199***	.813199***
Ant. u/attføring per innbygger			.0715272	.0715272
Ant. u/rehabilitering per innb.			.2146065 ²⁰	.2146065 ²¹
Ant. løp. sykepengetilf. per innb.			-.0902522	-.0902522
Ant. m/kun gr.sk.utd. per innb.			-.0001576 ²²	-.0001576 ²³
Ant. m/skattbar innt.=0 per innb.			-.0258274	-.0258274
Antall med disp.innt (eks. sosialhj) under 50% av median per innb			-.0158813	-.0158813
Antall personbiler per innbygger			-.0023196	-.0023196

Ant. barnevernssaker per innb.			.5066428***	.5066428**
Gjennomsnittlig kvadratmeterpris for brukte selveierboliger	-1.65e-07	-1.65e-07	-4.22e-07	-4.22e-07
Inverse befolkningsmengde	-.3750144	-.3750144	1.005204	1.005204
Hopningsmål 2	-.0003983	-.0003983	-.0004488	-.0004488
Dummy for Troms og Finnmark	-.0034743*	-.0034743*	-.0039086*	-.0039086 ²⁴
Dummy for Oslo	.0020273	.0020273	.0049182	.0049182
Dummy for Bergen	.0073382	.0073382	.0071558	.0071558***
Dummy for Stavanger	-.007501	-.007501	-.006867	-.006867*
Dummy for Trondheim	.0004667	.0004667	.0001475	.0001475
R ²	.05495	.05495	.5910	.5910
Adjusted R ²	0.5333	0.5333	.5670	.5670

*= p < .05, ** =p < .00, ***=p< .000

¹⁸ Nesten signifikant, p=0.083.

¹⁹ Nesten signifikant, p=0.061.

²⁰ Nesten signifikant, p=0.078.

²¹ Nesten signifikant, p=0.071

²² Nesten signifikant, p=0.078.

²³ Nesten signifikant, p=0.060.

²⁴ Nesten signifikant, p=0.062.



Vedlegg 3 Eksaminering av regresjonsresultatene

I kjølvannet av Rattsøutredningen ble det ført en heftig debatt mellom norske fagøkonomer. Ett viktig tema var om det kunne påvises en storbyfaktor eller ikke. Med storbyfaktor forstår vi hvorvidt det er en egen separat effekt av Oslo, Stavanger, Trondheim og Bergen når andre behovsfaktorer er inkludert i den statistiske modellen. Flesteparten fokuserte på metodiske og statistiske problemstillinger, og mange berørte forutsetningene for bruken av regresjonsanalyse. Sammen med utvalgssekretæren har Rattsø oppsummert og besvart kritikken i en artikkel i Sosialøkonomen (Borge og Rattsø 1996). Utvalgsledelsen står på sitt blant annet under henvisning til at kritikerne ikke har levert alternative analyser som rokker ved utvalgets hovedkonklusjoner (Borge og Rattsø 1996:12).

I tillegg er det publisert en empirisk analyse som motsier noen av Rattsøutvalgets hovedkonklusjoner. Rongen (1996) har replikert Rattsøutvalgets analyser av blant annet sosialhjelpsutgifter og korrigert for såkalt heteroskedastisitet. Vanlig lineær regresjonsanalyse, som ble benyttet av Rattsøutvalget, forutsetter homoskedastisitet. Det betyr at de uavhengige variablene er uavhengige av restleddet, det vil si den del av variasjonen som gjenstår (som uforklart) etter at de uavhengige variablene har gjort rede for sin del (Gujarati 1988). Et eksempel er dersom spredningen omkring gjennomsnittlige sosialhjelpsutgifter per innbygger i kommunen øker når innbyggertallet i kommunen øker. I slike tilfelle foreligger heteroskedastisitet. I tverrsnittstudier er heteroskedastisitet snarere regelen enn unntaket og spesielt når enhetene er svært forskjellige innbyrdes – heterogene – slik norske kommuner er (Gujarati 1988). Det problemet heteroskedastisitet skaper, er at signifikanstestene blir upålitelige. På forhånd er det imidlertid umulig å si om heteroskedastisitet gir for høye eller for lave signifikansverdier. Når Rattsøutvalget avviser en storbyfaktor fordi dummyvariabelen for Oslo ikke er signifikant, kan denne konklusjonen trekkes i tvil dersom heteroskedastisitet er til stede i materialet. Rongens (1996) replikasjon av Rattsøutvalgets analyser avslører at heteroskedastisitet er til stede. Det han så gjør er å korrigere for heteroskedastisitet ved hjelp av en spesiell metode (Whites korreksjon). Han viser da at dummyvariabelen for Oslo og for de tre andre storbyene i Norge, det vil si storbyfaktoren, blir klart signifikant. Det var de ikke i de opprinnelige modellene.

I våre reanalyser av Langørgens modeller korrigerer vi får heteroskedastisiteten i modellene (jf tabell 5.1-5.6 i vedlegg 2). De viktigste endringene som følge av korreksjonene er at storbyeffektene for Bergen og Stavanger blir signifikante i flere av modellene (jf modell 11b i tabell 5.2, modell 16b i tabell 5.3 og modell 17a-17c og modell 18a-18c i tabell 5.4). Korreksjonen bidrar imidlertid ikke til noen signifikante effekter for Oslo. I tillegg får vi små justeringer av hvilken landbakgrunn i innvandrere- og flyktningegruppen som slår ut (jf modell 18a-18c i tabell 5.4). For øvrig er det ingen endringer som bidrar til å endre konklusjonene i vesentlig grad (jf for øvrig kapittel fem).



Vedlegg 4 Analyser i tilknytning til kapittel seks

Trinn 1: Modell 1-5

	Modell 1	Modell 2	Modell 3	Modell 4	Modell 5
Konstant	614,103	576,928	1119,865	1164,983	574,074
Befolkningen i alt per 1.1.1996	2,677E-03***	7,126E-03***	2,827E-04		
Oslo (dummy, hvor Oslo=1)		-2182,435***	914,759	1038,854***	1038,854***
Komm. med 5000 el. færre innbyggere			-599,056	-590,909*	170,995**
Komm. med 5000-25000 innbyggere			-389,027	-419,914*	559,028***
Komm. med 25000-100000 innbyggere			-1,052	-31,881	
Den inverse befolkn.mengden				-99277,776	-99277,776
Øvrige storbyer					590,909*
R Square	.311	.330	.382	.385	.385
Adjusted R Squared	.309	.327	.275	.379	.379

Trinn 2: Modell 6 og 7

	Modell 6	Modell 7
Konstant	247,530***	200,291
Antall helt arbeidsledige 25-66 år pr 1000 innbyggere 25-66 år, 1996	6,480***	
Antall helt arbeidsledige 25-66 år pr 1000 innbyggere 25-66 år, 1996		6,520***
Skilte og separerte 16-59 år per 1000 innbygger	1,422*	1,440*
Antall "fjernkulturelle" innvandrere per 1000 innbyggere	11,653***	11,706***
Den inverse befolkningsmengden	-75158,302	2,037E-03
Kommuner med mellom 5000 og 25000 innbyggere	142,521***	155,888***
Kommuner med mellom 25000 og 100000 innbyggere	277,613***	243,338*
Kommuner med mellom 100000 og 250000 innbyggere, dvs. Stavanger, bergen og Trondheim	171,292	-106,570
Oslo (dummy, hvor Oslo=1)	-43,725	-1001,920
R Squared	.636	.634
Adjusted R Squared	.629	.638

Trinn 2: Modell 8 og 9

	Modell 8	Modell 9
Konstant	287,631	341,486
Antall helt arbeidsledige 25-66 år pr 1000 innbyggere 25-66 år, 1996	4,334***	4,281***
Skilte og separerte 16-59 år per 1000 innbygger	1,379*	1,362*
Antall "fjernkulturelle" innvandrere per 1000 innbyggere	7,769***	7,705***
Den inverse befolkningsmengde		-82890,164*
Befolkningen i alt per 1.1.1996	2,852E-03	
1 Bygdøy Frogner	-1343,149	14,038
2 Urianienborg Majorsuta	-1018,568	338,304
3 St Hanshaugen Ullevål	-947,722	330,060
4 Sagene Torhov	325,558	1607,780***
5 Grünerløkka Sofienberg	1127,803	2418,853***
6 Gamle Oslo	1342,667	2719,879***
7 Ekeberg Bekkelaget	-1015,590	341,252
8 Nordstrand	-1445,184	-90,510
9 Søndre Nordstrand	-1775,287	-487,379
10 Lambertseter	-760,757	598,766*
11 Bøler	-1125,689	234,083
12 Manglerud	-1068,427	288,662
13 Østensjø	-920,503	436,510
14 Helsfyr-Sinsen	-428,358	933,066**
15 Hellerud	-949,398	413,471
16 Furuset	-1748,145	-463,421
17 Stovner	-1906,695	-540,108
18 Romsås	-1570,716	-202,420
19 Grorud	-938,909	423,211
20 Bjerke	-1131,640	229,097
21 Grefsen Kjelsås	-1286,357	68,809
22 Sogn	-1823,789	-465,660
23 Vinderen	-1807,827	-453,288
24 Røa	-1613,174	-256,926
25 Ullern	-1866,536 ¹	-591,268*
Kommuner med mellom 5000 og 25000 innbyggere	163,323***	151,965***
Kommuner med mellom 25000 og 100000 innbyggere	263,778**	333,161***
Kommuner med mellom 100000 og 250000 innbyggere, dvs. Stavanger, bergen og Trondheim	-98,053	302,219 ²
R Squared	.742	.743
Adjusted R Squared	.723	.724

¹ På grensen til å være signifikant, p=0.053.

² På grensen til å være signifikant, p=0.076.

Trinn 2: Modell 10

Konstant	169,431
Antall helt arbeidsledige 25-66 år pr 1000 innbyggere 25-66 år, 1996	6,254***
Skilte og separerte 16-59 år per 1000 innbygger	,996 ³
Den inverse befolkningsmengden	-30483,410
Landbakgrunn Jugoslavia per 1000 innbygger	20530,383***
Landbakgrunn Bosnia per 1000 innbygger	25083,988***
Landbakgrunn Tyrkia per 1000 innbygger	13003,068
Landbakgrunn Pakistan eller Marokko per 1000 innbygger	17865,552
Landbakgrunn Somalia per 1000 innbygger	38232,663**
Landbakgrunn India per 1000 innbygger	-25186,929
Landbakgrunn Iran per 1000 innbygger	55025,188***
Landbakgrunn Chile per 1000 innbygger	1919,559
Landbakgrunn andre land per 1000 innbygger	1998,095
1 Bygdøy Frogner	-216,052
2 Urianienborg Majorsuta	129,066
3 St Hanshaugen Ullevål	168,798
4 Sagene Torhov	915,013
5 Grünerløkka Sofienberg	1180,433
6 Gamle Oslo	526,003
7 Ekeberg Bekkelaget	2,246
8 Nordstrand	-101,807
9 Søndre Nordstrand	-1638,794
10 Lambertseter	200,890
11 Bøler	-285,104
12 Manglerud	-96,488
13 Østensjø	13,760
14 Helsefyr-Sinsen	309,469
15 Hellerud	-233,675
16 Furuset	-1022,262
17 Stovner	-1121,938
18 Romsås	-601,370
19 Grorud	303,385
20 Bjerke	232,672
21 Grefsen Kjelsås	-9,122
22 Sogn	-642,856*
23 Vinderen	-422,560
24 Røa	-342,744
25 Ullern	-607,395*
Kommuner med mellom 5000 og 25000 innbyggere	142,185***
Kommuner med mellom 25000 og 100000 innbyggere	279,007***
Komm. med 10000-250000 innb., dvs. Stavanger, Bergen og Trondheim	303,333*
R Square	,801
Adjusted R Square	,782

³ På grensen til å være signifikant, p=0.055.

Trinn 2: Modell 11: Rattsø med etniske grupper, uten bydeler. Coefficients

	Unstandardized Coefficients	Standardized Coefficients	Sig.
	B	Beta	
(Constant)	108,938		,026
Antall helt arbeidsled. 25-66 år pr 1000 innb. 25-66 år, 1996	7,608	,198	,000
Skilte og separerte 16-59 år per 1000 innbygger	1,229	,061	,031
Den inverse befolkningsmengden	-30609,537	-,023	,448
Landbakgrunn Jugoslavia per 1000 innbygger	26600,631	,142	,000
Landbakgrunn Bosnia per 1000 innbygger	27016,471	,180	,000
Landbakgrunn Tyrkia per 1000 innbygger	21162,818	,111	,010
Landbakgrunn Pakistan eller Marokko per 1000 innbygger	21757,898	,458	,000
Landbakgrunn Somalia per 1000 innbygger	36200,384	,126	,001
Landbakgrunn India per 1000 innbygger	-72559,843	-,221	,000
Landbakgrunn Iran per 1000 innbygger	38429,500	,132	,001
Landbakgrunn Chile per 1000 innbygger	487,760	,002	,956
Landbakgrunn andre land per 1000 innbygger	2962,777	,089	,038
Kommuner med mellom 5000 og 25000 innbyggere	154,384	,142	,000
Kommuner med mellom 25000 og 100000 innbyggere	282,725	,138	,000
Kommuner med mellom 100000 og 250000 innbyggere, dvs. Stavanger, Bergen og Trondheim	323,786	,049	,053
Oslo (dummy, hvor Oslo=1)	-116,944	-,050	,248

Trinn 2: Modell 11s forklaringskraft

R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
,862	,742	,733	273,5881

Trinn 3: Modell 12: Justert Langørgen med dummier for Oslo og øvrige storbyer

	Unstandardized Coefficients	Standardized Coefficients	Sig.
	B	Beta	
(Constant)	-150,901		,182
Antall helt arbeidsled. 25-66 år pr 1000 innb. 25-66 år, 1996	9,023	,172	,000
Antall innbyggere med overgangsstønad per innbygger	8936,237	,057	,082
Antall uføre 16-66 år per innbygger	2444,171	,068	,022
Gjennomsn. kvadratmeterpris for brukte selveierbolig 1996	1,251E-02	,036	,454
Skilte og separerte 16-59 år per 1000 innbygger	,574	,029	,298
Den inverse befolkningsmengden	-138105,291	-,049	,187
Landbakgrunn Jugoslavia per 1000 innbygger	34323,606	,166	,000
Landbakgrunn Bosnia per 1000 innbygger	28978,388	,179	,000
Landbakgrunn Tyrkia per 1000 innbygger	34135,951	,171	,000
Landbakgrunn Pakistan eller Marokko per 1000 innbygger	18548,548	,408	,000
Landbakgrunn Somalia per 1000 innbygger	32661,670	,109	,012
Landbakgrunn India per 1000 innbygger	-85112,353	-,269	,000
Landbakgrunn Iran per 1000 innbygger	40727,502	,142	,000
Landbakgrunn Chile per 1000 innbygger	11349,134	,032	,247
Landbakgrunn andre land per 1000 innbygger	2573,352	,077	,126
Kommuner med mellom 5000 og 25000 innbyggere	118,754	,107	,004
Kommuner med mellom 25000 og 100000 innbyggere	193,687	,100	,004
Kommuner med mellom 100000 og 250000 innbyggere, dvs. Stavanger, Bergen og Trondheim	192,253	,031	,238
Oslo (dummy, hvor Oslo=1)	-54,186	-,024	,623

a Dependent Variable: Brutto utgifter til økonomisk sosialhjelp per innbygger (brusos96*10000/folk96)

Trinn 3: Modell 12s forklaringskraft

R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
,804	,793	251,3200

Trinn 3: Modell 13: Justert Langørgen med normert samspillsledd for skilte og arbeidsledige samt dummy for Troms og Finnmark

	Unstandardized Coefficients	Standardized Coefficients	Sig.
	B	Beta	
(Constant)	77,383		,564
Antall helt arbeidsled. 25-66 år pr 1000 innb. 25-66 år, 1996	1,155	,022	,676
Antall innbyggere med overgangstønad per innbygger	8435,069	,054	,108
Antall uføre 16-66 år per innbygger	2468,944	,069	,019
Gjennomsn. kvadratmeterpris for brukte selveierbolig 1996	1,609E-02	,047	,325
Skilte og separerte 16-59 år per 1000 innbygger	-6,105	-,309	,001
Den inverse befolkningsmengden	-136890,233	-,049	,182
Landbakgrunn Jugoslavia per 1000 innbygger	34255,615	,166	,000
Landbakgrunn Bosnia per 1000 innbygger	28023,133	,173	,000
Landbakgrunn Tyrkia per 1000 innbygger	28494,467	,143	,001
Landbakgrunn Pakistan eller Marokko per 1000 innbygger	15060,824	,331	,000
Landbakgrunn Somalia per 1000 innbygger	30049,607	,100	,018
Landbakgrunn India per 1000 innbygger	-67951,573	-,215	,000
Landbakgrunn Iran per 1000 innbygger	44380,824	,155	,000
Landbakgrunn Chile per 1000 innbygger	13170,887	,038	,171
Landbakgrunn andre land per 1000 innbygger	3243,769	,097	,050
Hopning1	316,094	,418	,000
Kommuner med mellom 5000 og 25000 innbyggere	109,533	,099	,006
Kommuner med mellom 25000 og 100000 innbyggere	161,174	,083	,016
Kommuner med mellom 100000 og 250000 innbyggere, dvs. Stavanger, Bergen og Trondheim	129,321	,021	,419
Oslo (dummy, hvor Oslo=1)	47,546	,021	,667
Troms og Finnmark - dummy	-142,289	-,061	,018

Trinn 3: Modell 13s forklaringskraft

R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
,814	,803	245,6286

Trinn 3: Modell 14 (14.1-14.12) Stegvis regresjon. Tabell 1: Modellenes forklaringskraft

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
1	,769	,592	,591	355,5758
2	,838	,703	,701	303,7486
3	,859	,738	,735	285,8536
4	,872	,760	,757	273,8822
5	,879	,773	,770	266,6533
6	,885	,783	,779	261,0427
7	,892	,796	,792	253,7600
8	,896	,803	,799	249,4132
9	,898	,806	,801	247,8871
10	,899	,809	,803	246,4882
11	,902	,813	,807	244,0485
12	,904	,818	,811	241,5749

Trinn 3: Tabell 2a: Koeffisienter for modellene 14.1-14.12 (Oslo-bydelene er lagt inn med hele Oslos befolkning som folketall)

		Unstandardized Coefficients	Standardized Coefficients	Sig.
Model		B	Beta	
1	(Constant)	661,994		,000
	Landbakgrunn Pakistan eller Marokko per 1000 innb.	34437,844	,769	,000
2	(Constant)	348,242		,000
	Landbakgrunn Pakistan eller Marokko per 1000 innb.	27079,719	,605	,000
	Hopning1	338,453	,372	,000
3	(Constant)	239,485		,000
	Landbakgrunn Pakistan eller Marokko per 1000 innb.	27648,279	,618	,000
	Hopning1	352,539	,387	,000
	Landbakgrunn Bosnia per 1000 innbygger	30495,720	,188	,000
4	(Constant)	360,102		,000
	Landbakgrunn Pakistan eller Marokko per 1000 innb.	26635,616	,595	,000
	Hopning1	325,027	,357	,000
	Landbakgrunn Bosnia per 1000 innbygger	33554,828	,207	,000
	Den inverse befolkningsmengden	-506995,000	-,157	,000
5	(Constant)	308,898		,000
	Landbakgrunn Pakistan eller Marokko per 1000 innb.	22990,894	,514	,000
	Hopning1	324,496	,356	,000
	Landbakgrunn Bosnia per 1000 innbygger	34764,113	,214	,000
	Den inverse befolkningsmengden	-477642,551	-,148	,000
	Landbakgrunn Jugoslavia per 1000 innbygger	32069,881	,143	,000
6	(Constant)	345,556		,000
	Landbakgrunn Pakistan eller Marokko per 1000 innb.	28674,148	,641	,000
	Hopning1	315,468	,346	,000
	Landbakgrunn Bosnia per 1000 innbygger	33811,119	,208	,000
	Den inverse befolkningsmengden	-522520,683	-,162	,000
	Landbakgrunn Jugoslavia per 1000 innbygger	33546,172	,150	,000
	Landbakgrunn India per 1000 innbygger	-51594,424	-,166	,000
7	(Constant)	310,671		,000
	Landbakgrunn Pakistan eller Marokko per 1000 innb.	25228,365	,564	,000
	Hopning1	304,633	,335	,000
	Landbakgrunn Bosnia per 1000 innbygger	31409,848	,193	,000
	Den inverse befolkningsmengden	-419024,744	-,130	,000
	Landbakgrunn Jugoslavia per 1000 innbygger	31236,058	,139	,000
	Landbakgrunn India per 1000 innbygger	-62223,331	-,200	,000
	Landbakgrunn Iran per 1000 innbygger	48404,218	,171	,000
8	(Constant)	319,473		,000
	Landbakgrunn Pakistan eller Marokko per 1000 innb.	21907,952	,489	,000
	Hopning1	288,962	,317	,000
	Landbakgrunn Bosnia per 1000 innbygger	31224,158	,192	,000
	Den inverse befolkningsmengden	-398227,429	-,124	,000
	Landbakgrunn Jugoslavia per 1000 innbygger	28763,382	,128	,000
	Landbakgrunn India per 1000 innbygger	-76869,628	-,247	,000
	Landbakgrunn Iran per 1000 innbygger	48525,575	,171	,000
	Landbakgrunn Tyrkia per 1000 innbygger	30880,800	,157	,000

9	(Constant)	316,617		,000
	Landbakgrunn Pakistan eller Marokko per 1000 innb.	18348,294	,410	,000
	Hopning1	286,056	,314	,000
	Landbakgrunn Bosnia per 1000 innbygger	30805,190	,190	,000
	Den inverse befolkningsmengden	-393561,606	-,122	,000
	Landbakgrunn Jugoslavia per 1000 innbygger	29070,995	,130	,000
	Landbakgrunn India per 1000 innbygger	-75564,151	-,242	,000
	Landbakgrunn Iran per 1000 innbygger	46336,846	,164	,000
	Landbakgrunn Tyrkia per 1000 innbygger	31226,659	,159	,000
	Landbakgrunn Somalia per 1000 innbygger	28942,142	,098	,023
10	(Constant)	380,256		,000
	Landbakgrunn Pakistan eller Marokko per 1000 innb.	17535,048	,392	,000
	Hopning1	350,318	,385	,000
	Landbakgrunn Bosnia per 1000 innbygger	31243,217	,192	,000
	Den inverse befolkningsmengden	-438520,565	-,136	,000
	Landbakgrunn Jugoslavia per 1000 innbygger	31913,422	,142	,000
	Landbakgrunn India per 1000 innbygger	-66728,153	-,214	,000
	Landbakgrunn Iran per 1000 innbygger	48682,735	,172	,000
	Landbakgrunn Tyrkia per 1000 innbygger	29781,433	,152	,000
	Landbakgrunn Somalia per 1000 innbygger	27849,127	,094	,027
11	Skilte og separerte 16-59 år per 1000 innbygger	-2,583	-,098	,027
	(Constant)	314,202		,000
	Landbakgrunn Pakistan eller Marokko per 1000 innb.	16642,989	,372	,000
	Hopning1	364,829	,401	,000
	Landbakgrunn Bosnia per 1000 innbygger	31300,658	,193	,000
	Den inverse befolkningsmengden	-438482,163	-,136	,000
	Landbakgrunn Jugoslavia per 1000 innbygger	33173,422	,148	,000
	Landbakgrunn India per 1000 innbygger	-67134,541	-,215	,000
	Landbakgrunn Iran per 1000 innbygger	48785,612	,172	,000
	Landbakgrunn Tyrkia per 1000 innbygger	30010,863	,153	,000
12	Landbakgrunn Somalia per 1000 innbygger	29907,402	,101	,017
	Skilte og separerte 16-59 år per 1000 innbygger	-3,354	-,127	,005
	Personer på rehabiliteringstiltak per innbygger	19540,880	,070	,005
	(Constant)	293,477		,000
	Landbakgrunn Pakistan eller Marokko per 1000 innb.	15663,593	,350	,000
	Hopning1	395,341	,434	,000
	Landbakgrunn Bosnia per 1000 innbygger	30060,247	,185	,000
	Den inverse befolkningsmengden	-406149,180	-,126	,000
	Landbakgrunn Jugoslavia per 1000 innbygger	30462,462	,136	,000
	Landbakgrunn India per 1000 innbygger	-67242,252	-,216	,000
	Landbakgrunn Iran per 1000 innbygger	41802,883	,148	,000
	Landbakgrunn Tyrkia per 1000 innbygger	28515,605	,145	,001
	Landbakgrunn Somalia per 1000 innbygger	28304,055	,096	,023
	Skilte og separerte 16-59 år per 1000 innbygger	-4,754	-,180	,000
	Personer på rehabiliteringstiltak per innbygger	21120,589	,076	,002
	Landbakgrunn andre land per 1000 innbygger	3482,810	,105	,005

a Dependent Variable: Brutto utgifter til økonomisk sosialhjelp per innbygger (brusos96*10000/folkm96)

Trinn 3: Tabell 2b: Oslo-bydelene er lagt inn med bydelsfolketal

		Unstandardized Coefficients	Standardized Coefficients	Sig.
Model		B	Beta	
1	(Constant)	661,994		,000
	Landbakgrunn Pakistan eller Marokko per 1000 innb.	34437,844	,769	,000
2	(Constant)	348,242		,000
	Landbakgrunn Pakistan eller Marokko per 1000 innb.	27079,719	,605	,000
	Hopning1	338,453	,372	,000
3	(Constant)	239,485		,000
	Landbakgrunn Pakistan eller Marokko per 1000 innb.	27648,279	,618	,000
	Hopning1	352,539	,387	,000
	Landbakgrunn Bosnia per 1000 innbygger	30495,720	,188	,000
4	(Constant)	362,667		,000
	Landbakgrunn Pakistan eller Marokko per 1000 innb.	27005,342	,603	,000
	Hopning1	323,565	,355	,000
	Landbakgrunn Bosnia per 1000 innbygger	33504,469	,206	,000
	Den inverse befolkningsmengden	-508087,250	-,155	,000
5	(Constant)	311,571		,000
	Landbakgrunn Pakistan eller Marokko per 1000 innb.	23288,980	,520	,000
	Hopning1	322,902	,355	,000
	Landbakgrunn Bosnia per 1000 innbygger	34753,592	,214	,000
	Den inverse befolkningsmengden	-481996,988	-,147	,000
	Landbakgrunn Jugoslavia per 1000 innbygger	32468,456	,145	,000
6	(Constant)	347,200		,000
	Landbakgrunn Pakistan eller Marokko per 1000 innb.	28916,341	,646	,000
	Hopning1	314,028	,345	,000
	Landbakgrunn Bosnia per 1000 innbygger	33797,397	,208	,000
	Den inverse befolkningsmengden	-523698,204	-,159	,000
	Landbakgrunn Jugoslavia per 1000 innbygger	33974,736	,152	,000
	Landbakgrunn India per 1000 innbygger	-50819,213	-,163	,000
7	(Constant)	311,837		,000
	Landbakgrunn Pakistan eller Marokko per 1000 innb.	25405,021	,568	,000
	Hopning1	303,418	,333	,000
	Landbakgrunn Bosnia per 1000 innbygger	31387,225	,193	,000
	Den inverse befolkningsmengden	-419544,281	-,128	,000
	Landbakgrunn Jugoslavia per 1000 innbygger	31567,133	,141	,000
	Landbakgrunn India per 1000 innbygger	-61658,093	-,198	,000
	Landbakgrunn Iran per 1000 innbygger	48649,441	,172	,000
8	(Constant)	319,980		,000
	Landbakgrunn Pakistan eller Marokko per 1000 innb.	22090,391	,493	,000
	Hopning1	288,010	,316	,000
	Landbakgrunn Bosnia per 1000 innbygger	31190,543	,192	,000
	Den inverse befolkningsmengden	-396793,789	-,121	,000
	Landbakgrunn Jugoslavia per 1000 innbygger	29100,072	,130	,000
	Landbakgrunn India per 1000 innbygger	-76216,479	-,245	,000
	Landbakgrunn Iran per 1000 innbygger	48821,617	,172	,000
	Landbakgrunn Tyrkia per 1000 innbygger	30679,387	,156	,000

9	(Constant)	316,973		,000
	Landbakgrunn Pakistan eller Marokko per 1000 innb.	18543,078	,414	,000
	Hopning1	285,156	,313	,000
	Landbakgrunn Bosnia per 1000 innbygger	30770,033	,190	,000
	Den inverse befolkningsmengden	-391557,769	-,119	,000
	Landbakgrunn Jugoslavia per 1000 innbygger	29403,639	,131	,000
	Landbakgrunn India per 1000 innbygger	-74921,014	-,240	,000
	Landbakgrunn Iran per 1000 innbygger	46658,656	,165	,000
	Landbakgrunn Tyrkia per 1000 innbygger	31030,346	,158	,000
	Landbakgrunn Somalia per 1000 innbygger	28803,499	,097	,023
10	(Constant)	251,428		,000
	Landbakgrunn Pakistan eller Marokko per 1000 innb.	18038,124	,403	,000
	Hopning1	281,569	,309	,000
	Landbakgrunn Bosnia per 1000 innbygger	30715,682	,189	,000
	Den inverse befolkningsmengden	-381424,172	-,116	,000
	Landbakgrunn Jugoslavia per 1000 innbygger	29711,814	,133	,000
	Landbakgrunn India per 1000 innbygger	-77286,495	-,248	,000
	Landbakgrunn Iran per 1000 innbygger	46183,683	,163	,000
	Landbakgrunn Tyrkia per 1000 innbygger	31543,717	,161	,000
	Landbakgrunn Somalia per 1000 innbygger	30645,241	,104	,016
11	Personer på rehabiliteringstiltak per innbygger	15069,047	,054	,028
	(Constant)	309,945		,000
	Landbakgrunn Pakistan eller Marokko per 1000 innb.	16896,416	,377	,000
	Hopning1	359,874	,395	,000
	Landbakgrunn Bosnia per 1000 innbygger	31208,090	,192	,000
	Den inverse befolkningsmengden	-429486,478	-,131	,000
	Landbakgrunn Jugoslavia per 1000 innbygger	33364,192	,149	,000
	Landbakgrunn India per 1000 innbygger	-66951,062	-,215	,000
	Landbakgrunn Iran per 1000 innbygger	49113,591	,173	,000
	Landbakgrunn Tyrkia per 1000 innbygger	29911,947	,152	,000
12	Landbakgrunn Somalia per 1000 innbygger	29826,293	,101	,018
	Personer på rehabiliteringstiltak per innbygger	19426,781	,070	,006
	Antall skilte/separerte per innbygger	-3187,046	-,120	,007
	(Constant)	290,368		,000
	Landbakgrunn Pakistan eller Marokko per 1000 innb.	15873,933	,355	,000
	Hopning1	392,273	,431	,000
	Landbakgrunn Bosnia per 1000 innbygger	29956,268	,185	,000
	Den inverse befolkningsmengden	-401870,991	-,122	,000
	Landbakgrunn Jugoslavia per 1000 innbygger	30523,770	,136	,000
	Landbakgrunn India per 1000 innbygger	-67058,221	-,215	,000
	Landbakgrunn Iran per 1000 innbygger	41652,428	,147	,000
	Landbakgrunn Tyrkia per 1000 innbygger	28311,500	,144	,001
	Landbakgrunn Somalia per 1000 innbygger	28130,918	,095	,024
	Personer på rehabiliteringstiltak per innbygger	21083,758	,076	,003
	Antall skilte/separerte per innbygger	-4676,940	-,177	,000
	Landbakgrunn andre land per 1000 innbygger	3637,148	,110	,003

a Dependent Variable: Brutto utgifter til økonomisk sosialhjelp per innbygger (brusos96*10000/folkm96)

Trinn 5: Modell 15: Samme modell som modell 12 i tabell 1-3 (modell 14) når bydeler ikke er med som egne case. Coefficients

	Unstandardized Coefficients	Standardized Coefficients	Sig.
	B	Beta	
(Constant)	405,621		,000
Personer på rehabiliteringstiltak per innbygger	16204,303	,096	,010
Antall skilte/separerte per innbygger	-4680,832	-,360	,000
Den inverse befolkningsmengden	-265382,239	-,189	,000
Jugoslavia	14655,385	,092	,021
Bosnia	23463,457	,253	,000
Tyrkia	19106,160	,093	,059
Pakistan/Marokko	15475,290	,104	,048
Somalia	43705,808	,156	,000
India	-30024,071	-,076	,126
Iran	62821,069	,236	,000
Andre land	4350,815	,129	,009
Troms og Finnmark - dummy	-42,728	-,038	,396
Hopning1	258,866	,566	,000
Storby ((dummy) hvor storby=1)	,634	,000	,996

a Dependent Variable: Brutto utgifter til økonomisk sosialhjelp per innbygger (brusos96*10000/folkm96)

Trinn 5: Modell 15s forklaringskraft

R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
,478	,459	247,8481

Trinn 5: Modell 16.1-16.11: Samme modell som tabell 1-3 (modell 14) når bydeler ikke er med som egne case, Stegvis regresjon. Tabell 4: Forklaringskraften til modell 16.1-16.11

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Variable entered
1	,476	,227	,223	Landbakgrunn Iran
2	,593	,352	,346	Landbakgrunn Iran, Samspillsledd skilte*arbeidsledig
3	,629	,395	,387	Landbakgrunn Iran, Samspillsledd skilte*arbeidsledige, Landbakgrunn Bosnia Hercegovina
4	,670	,449	,439	Landbakgrunn Iran, Samspillsledd skilte*arbeidsledige, Landbakgrunn Bosnia Hercegovina, Den inverse av befolkningsmengden
5	,694	,482	,470	Landbakgrunn Iran, Samspillsledd skilte*arbeidsledige, Landbakgrunn Bosnia Hercegovina, Den inverse av befolkningsmengden, Landbakgrunn Pakistan/Marokko
6	,714	,510	,496	Landbakgrunn Iran, Samspillsledd skilte*arbeidsledige, Landbakgrunn Bosnia Hercegovina, Den inverse av befolkningsmengden, Landbakgrunn Pakistan/Marokko, Brutto flytting
7	,730	,533	,518	Landbakgrunn Iran, Samspillsledd skilte*arbeidsledige, Landbakgrunn Bosnia Hercegovina, Den inverse av befolkningsmengden, Landbakgrunn Pakistan/Marokko, Brutto flytting, Rehabiliteringstilfeller
8	,739	,546	,529	Landbakgrunn Iran, Samspillsledd skilte*arbeidsledige, Landbakgrunn Bosnia Hercegovina, Den inverse av befolkningsmengden, Landbakgrunn Pakistan/Marokko, Brutto flytting, Rehabiliteringstilfeller, Landbakgrunn Jugoslavia
9	,746	,557	,538	Landbakgrunn Iran, Samspillsledd skilte*arbeidsledige, Landbakgrunn Bosnia Hercegovina, Den inverse av befolkningsmengden, Landbakgrunn Pakistan/Marokko, Brutto flytting, Rehabiliteringstilfeller, Landbakgrunn Jugoslavia, Landbakgrunn Somalia
10	,754	,569	,549	Landbakgrunn Iran, Samspillsledd skilte*arbeidsledige, Landbakgrunn Bosnia Hercegovina, Den inverse av befolkningsmengden, Landbakgrunn Pakistan/Marokko, Brutto flytting, Rehabiliteringstilfeller, Landbakgrunn Jugoslavia, Landbakgrunn Somalia, arbeidsledighet
11	,751	,564	,546	Landbakgrunn Iran, Samspillsledd skilte*arbeidsledige, Landbakgrunn Bosnia Hercegovina, Den inverse av befolkningsmengden, Landbakgrunn Pakistan/Marokko, Rehabiliteringstilfeller, Landbakgrunn Jugoslavia, Landbakgrunn Somalia, arbeidsledighet

Trinn 5: Tabell 5: Koeffisienter for modellen 16.1-16.11

		Unstandardized Coefficients	Standardized Coefficients	Sig.
Model		B	Beta	
1	(Constant)	652,733		,000
	Landbakgrunn Iran per 1000 innbygger	110175,110	,476	,000
2	(Constant)	445,503		,000
	Landbakgrunn Iran per 1000 innbygger	95223,713	,412	,000
	Hopning1	200,165	,360	,000
3	(Constant)	352,925		,000
	Landbakgrunn Iran per 1000 innbygger	96444,447	,417	,000
	Hopning1	215,941	,388	,000
	Landbakgrunn Bosnia per 1000 innbygger	23936,726	,210	,000
4	(Constant)	486,466		,000
	Landbakgrunn Iran per 1000 innbygger	77039,673	,333	,000
	Hopning1	198,626	,357	,000
	Landbakgrunn Bosnia per 1000 innbygger	29873,804	,262	,000
	Den inverse befolkningsmengden	-827579,524	-,258	,000
5	(Constant)	477,094		,000
	Landbakgrunn Iran per 1000 innbygger	61048,658	,264	,000
	Hopning1	192,312	,346	,000
	Landbakgrunn Bosnia per 1000 innbygger	31266,031	,275	,000
	Den inverse befolkningsmengden	-760514,881	-,237	,000
	Landbakgrunn Pakistan eller Marokko per 1000 innb.	21758,964	,200	,000
6	(Constant)	578,530		,000
	Landbakgrunn Iran per 1000 innbygger	64877,980	,280	,000
	Hopning1	241,019	,433	,000
	Landbakgrunn Bosnia per 1000 innbygger	31962,174	,281	,000
	Den inverse befolkningsmengden	-686901,696	-,214	,000
	Landbakgrunn Pakistan eller Marokko per 1000 innb.	24359,775	,224	,000
	Brutto flytting (sum innflytting og fraflytting)	-1,864	-,192	,001
7	(Constant)	474,346		,000
	Landbakgrunn Iran per 1000 innbygger	64968,124	,281	,000
	Hopning1	238,763	,429	,000
	Landbakgrunn Bosnia per 1000 innbygger	30321,402	,266	,000
	Den inverse befolkningsmengden	-692757,253	-,216	,000
	Landbakgrunn Pakistan eller Marokko per 1000 innb.	23482,811	,216	,000
	Brutto flytting (sum innflytting og fraflytting)	-1,978	-,204	,000
	Personer på rehabiliteringstiltak per innbygger	26586,853	,153	,001
8	(Constant)	430,843		,000
	Landbakgrunn Iran per 1000 innbygger	63517,123	,275	,000
	Hopning1	238,173	,428	,000
	Landbakgrunn Bosnia per 1000 innbygger	31746,747	,279	,000
	Den inverse befolkningsmengden	-661789,356	-,206	,000
	Landbakgrunn Pakistan eller Marokko per 1000 innb.	20306,003	,187	,000
	Brutto flytting (sum innflytting og fraflytting)	-1,935	-,199	,000
	Personer på rehabiliteringstiltak per innbygger	27584,888	,158	,001
	Landbakgrunn Jugoslavia per 1000 innbygger	21666,037	,123	,012

9	(Constant)	412,534		,000
	Landbakgrunn Iran per 1000 innbygger	62776,614	,271	,000
	Hopning1	232,940	,419	,000
	Landbakgrunn Bosnia per 1000 innbygger	30702,598	,270	,000
	Den inverse befolkningsmengden	-637791,432	-,198	,000
	Landbakgrunn Pakistan eller Marokko per 1000 innb.	17312,245	,159	,003
	Brutto flytting (sum innflytting og fraflytting)	-1,875	-,193	,000
	Personer på rehabiliteringstiltak per innbygger	29455,095	,169	,000
	Landbakgrunn Jugoslavia per 1000 innbygger	21518,588	,122	,012
	Landbakgrunn Somalia per 1000 innbygger	33375,238	,108	,024
10	(Constant)	221,744		,028
	Landbakgrunn Iran per 1000 innbygger	63287,400	,274	,000
	Hopning1	133,969	,241	,007
	Landbakgrunn Bosnia per 1000 innbygger	31489,901	,277	,000
	Den inverse befolkningsmengden	-693148,341	-,216	,000
	Landbakgrunn Pakistan eller Marokko per 1000 innb.	17392,486	,160	,003
	Brutto flytting (sum innflytting og fraflytting)	-,960	-,099	,125
	Personer på rehabiliteringstiltak per innbygger	33749,319	,194	,000
	Landbakgrunn Jugoslavia per 1000 innbygger	26019,219	,147	,003
	Landbakgrunn Somalia per 1000 innbygger	36914,454	,120	,012
11	Led1666	3,053E-03	,194	,014
	(Constant)	119,196		,114
	Landbakgrunn Iran per 1000 innbygger	62160,066	,269	,000
	Hopning1	81,257	,146	,024
	Landbakgrunn Bosnia per 1000 innbygger	31581,916	,277	,000
	Den inverse befolkningsmengden	-736635,889	-,229	,000
	Landbakgrunn Pakistan eller Marokko per 1000 innb.	16446,481	,151	,004
	Personer på rehabiliteringstiltak per innbygger	34744,842	,200	,000
	Landbakgrunn Jugoslavia per 1000 innbygger	28009,828	,159	,001
	Landbakgrunn Somalia per 1000 innbygger	39171,752	,127	,008
	Led1666	4,178E-03	,265	,000

a Dependent Variable: Brutto utgifter til økonomisk sosialhjelp per innbygger (brusos96*10000/folk96)

Trinn 5: Tabell 6: Utelatte variabler i modell 16.9-16.11

		Beta In	Sig.	Collinearity Statistics
9	Personer med utdanning på grunnskolenivå per innbygger	-,057	,353	,550
	Led1666	,194	,014	,328
	Antall promilledømte per innbygger	,092	,071	,787
	Personer med overgangsstønad per innbygger	,106	,090	,526
	Personer med uførepensjon per innbygger	,047	,434	,581
	Antall personer på attføring per innbygger	-,013	,797	,806
	Antall skilte/separerte per innbygger	-,213	,060	,161
	Gjennomsn. kvadratmeterpris for brukte selveierboliger 1996	-,015	,828	,432
	Landbakgrunn Tyrkia per 1000 innbyggere	,055	,302	,713
	Landbakgrunn India per 1000 innbyggere	-,011	,849	,661
	Landbakgrunn Chile per 1000 innbyggere	,044	,348	,951
	Landbakgrunn andre land per 1000 innbyggere	,093	,167	,451
	Troms og Finnmark - dummy	,035	,463	,893
	Storby ((dummy) hvor storby=1)	-,006	,911	,759
10	Personer med utdanning på grunnskolenivå per innbygger	-,070	,248	,546
	Antall promilledømte per innbygger	,072	,161	,762
	Personer med overgangsstønad per innbygger	,057	,392	,455
	Personer med uførepensjon per innbygger	,031	,601	,574
	Antall personer på attføring per innbygger	-,066	,219	,702
	Antall skilte/separerte per innbygger	,146	,541	3,518E-02
	Gjennomsn. kvadratmeterpris for brukte selveierboliger 1996	,006	,933	,425
	Landbakgrunn Tyrkia per 1000 innbyggere	,062	,244	,711
	Landbakgrunn India per 1000 innbyggere	,006	,917	,651
	Landbakgrunn Chile per 1000 innbyggere	,059	,203	,936
	Landbakgrunn andre land per 1000 innbyggere	,107	,108	,448
	Troms og Finnmark - dummy	-,011	,834	,765
	Storby ((dummy) hvor storby=1)	-,006	,911	,759
11	Personer med utdanning på grunnskolenivå per innbygger	-,029	,608	,629
	Antall promilledømte per innbygger	,068	,187	,764
	Personer med overgangsstønad per innbygger	,066	,323	,458
	Personer med uførepensjon per innbygger	,052	,359	,620
	Antall personer på attføring per innbygger	-,073	,173	,708
	Antall skilte/separerte per innbygger	-,016	,943	4,227E-02
	Gjennomsn. kvadratmeterpris for brukte selveierboliger 1996	-,025	,708	,466
	Brutto flytting (sum innflytting og fraflytting)	-,099	,125	,486
	Landbakgrunn Tyrkia per 1000 innbyggere	,064	,231	,712
	Landbakgrunn India per 1000 innbyggere	,001	,991	,654
	Landbakgrunn Chile per 1000 innbyggere	,061	,190	,936
	Landbakgrunn andre land per 1000 innbyggere	,074	,255	,481
	Troms og Finnmark - dummy	-,035	,476	,862
	Storby ((dummy) hvor storby=1)	,002	,972	,766