

Sosialhjelp, fungerer den som en midlertidig hjelp til selvforsørgelse?

- En økonometrisk paneldatanalyse

av

Sigbjørn Sandberg

Masteroppgave

Masteroppgaven er levert for å fullføre graden

Master i samfunnsøkonomi

Universitetet i Bergen, Institutt for økonomi

Desember 2008

UNIVERSITETET I BERGEN



Forord

En stor takk til Espen og Kjell for god veiledning og en hyggelig tid

Takk til IT- avdelingen som har hjulpet meg så mang en gang

Takk til medstudenter for at dere er så kjekke

De data som er benyttet i denne publikasjonen er hentet fra Statistisk sentralbyrås database FD – trygd. Norsk samfunnsvitenskapelig datatjeneste har tilrettelagt datauttaket for analyseformål. Ingen av de overnevnte institusjoner er ansvarlig for de analyser eller tolkninger som er gjort her.

Sigbjørn Sandberg, Bergen 1. desember 2008

Innholdsfortegnelse

Forord	ii
Sammendrag.....	iii
Innholdsfortegnelse	iv
Tabeller	vi
Figurer	vii
1 Introduksjon	1
1.1 Problemformulering.....	1
1.2 Motivasjon for oppgaven	1
1.3 Metode, sentrale resultater og oppbygging av oppgaven	2
2 Institusjonell og teoretisk bakgrunn	4
2.1 Sosialtjenesteloven.....	4
2.2 Norsk sosialhjelp i et velferdsperspektiv.....	5
2.3 Tilstandsavhengighet; strukturell versus spuriøs.....	8
3 Empiriske funn	11
4 Økonometrisk metode	14
4.1 Diskrete versus lineære sannsynlighetsmodeller	15
4.2 Estimering med paneldata	17
4.2.1 Estimeringsutfordringer	17
4.3 Ikke- lineære estimatorene	20
4.3.1 Fast effekt logit	20
4.3.2 Tilfeldig effekt probit.....	21
4.4 Lineære estimatorene	22
4.4.1 Første- differanse- transformasjon (FD).....	22
4.4.2 Fast- effekt (FE)	23
4.4.3 Første- differanse versus fast- effekt.....	23
4.4.4 Arellano- Bond estimatoren	24
5 Datamaterialet og variablene.....	26
5.1 Utvalget.....	26
5.2 Variabler og deskriptiv statistikk	27
5.2.1 Avhengig variabel	27
5.2.2 Forklaringsvariabler	34
5.2.3 Dynamikk.....	43
6 Økonometriske resultater	45
6.1 Statisk analyse.....	45
6.2 Dynamisk analyse	55
7 Avslutning	61

Innholdsfortegnelse

Referanser..... 64
Appendiks A 68

Tabeller

<i>Tabell 5.1 Utdanning for sosialhjelpsmottakere og ikke- sosialhjelpsmottakere,.....</i>	<i>35</i>
<i>Tabell 5.2 Familietype, antall personer i familien og barn under 18 år.....</i>	<i>38</i>
<i>Tabell 5.3 Overgangsmatriser for sosialhjelp.....</i>	<i>43</i>
<i>Tabell 6.1 Statisk analyse.....</i>	<i>49</i>
<i>Tabell 6.2 Dynamisk analyse</i>	<i>56</i>
<i>Tabell A. 1 Sammenslåtte tverrsnittsdata.....</i>	<i>69</i>

Figurer

<i>Figur 2.1</i>	<i>Sosialhjelpsmottakere i Norge i 1993- 2007 (SSB 2007)</i>	7
<i>Figur 5.1</i>	<i>Sosialhjelpsmottakere som andel av utvalget, i prosent</i>	28
<i>Figur 5.2</i>	<i>Gjennomsnittlig årlig mottakslengde, målt i mnd.</i>	29
<i>Figur 5.3</i>	<i>Gjennomsnittlig månedlige støtteutbetalinger, NOK</i>	30
<i>Figur 5.4</i>	<i>Gjennomsnittlige årlige sosialhjelpsutbetalinger</i>	32
<i>Figur 5.5</i>	<i>Relativ antall sosialhjelpsmottakere etter aldersgrupper, målt i %</i>	33
<i>Figur 5.6</i>	<i>Sivil status; sosialhjelpsmottakerne</i>	37
<i>Figur 5.7</i>	<i>Sivil status; ikke mottakere</i>	37
<i>Figur 5.8</i>	<i>Andel med inntekt > 100 000, målt i prosent</i>	40
<i>Figur 5.9</i>	<i>Arbeidsledighet og sosialhjelpsmottakere i Norge; 1993- 2003</i>	41

1 Introduksjon

1.1 Problemformulering

Denne oppgaven stiller spørsmål ved om sosialhjelp fungerer etter myndighetenes intensjoner: Er det en midlertidig hjelp til selvforsørgelse, eller fører det å motta sosialhjelp i seg selv til en økt sannsynlighet for fremtidig stønadsmottak? Analysen vil belyse denne sammenhengen. Den vil også belyse andre sentrale bestemmelsesfaktorer som virker inn på sannsynligheten for at individ begynner på sosialhjelp.

1.2 Motivasjon for oppgaven

Utgiftene til offentlige velferdsordninger har økt betydelig i mange vestlige land i løpet av 1990-årene. Majoriteten av disse utgiftene går til pensjoner og helserelaterte utgifter, men overføringer til individ i den arbeidsdyktige delen av befolkningen utgjør en betydelig og økende andel i mange land, Norge inkludert (Adema: 2006). Herunder kommer gruppen langtidsmottakere av sosialhjelp. I følge tall fra Statistisk Sentralbyrå (2007) utgjør langtidsmottakere og gjengangere på sosialhjelp om lag 70 % av de som mottar stønaden, en andel som har vært økende siden 2003. For myndighetene er det derfor viktig å forstå både hvorfor folk havner på sosialhjelp, og årsakene til at en stor andel av sosialhjelpsmottakerne mottar hjelpen over lengre tid.

Strukturell eller reell tilstandsavhengighet er en forklaring som tar sikte på å forklare den store andelen langtidsmottakere. Forklaringen legger vekt på at mottak av stønad kan virke inn på mottakernes evner eller preferanser. Det kan også være et resultat av lavere tilbøyelighet fra arbeidsgivere til å ansette individer som mottar sosialhjelp.

Spuriøs tilstandsavhengighet er en annen forklaring på langtidsmottak av sosialhjelp. Denne legger vekt på at mennesker har ulike forutsetninger for å delta i arbeidslivet og å klare seg generelt. At en del mennesker går lenge på sosialhjelp er en naturlig konsekvens av dette og har ingen ting med opplevelsen av å gå på sosialhjelp i seg selv å gjøre.

Hvilken av de to formene for tilstandsavhengighet som dominerer vil være sentralt for politikken myndighetene utfører på området. Hvis en strukturell tilstandsavhengighet dominerer vil dette bety at ulike tiltak fra myndighetenes side har en større sannsynlighet for å få en innvirkning på antallet mottakere enn om varigheten skyldes spuriøse forhold. Om det er de spuriøse forholdene som dominerer kan en innstramning i myndighetenes politikk risikere å kun bringe en forverring av levetilstandene for en gruppe mennesker som allerede er i en vanskelig situasjon. Det vil derfor være i enhver velferdsstats interesse å få en innsikt i mekanismene som ligger bak mottak av sosialhjelp, da dette vil være utslagsgivende for utforming av optimal politikk på området. Sosialomsorgspolitikken bør fungere og gi de rette insentivene til mottakerne.

1.3 Metode, sentrale resultater og oppbygging av oppgaven

Datamaterialet som ligger til grunn for denne studien er hentet fra FD- Trygd og inneholder et 2 % utvalg av den norske arbeidsføre populasjonen. Strukturen på data er av panelform, noe som vil si at de samme individene blir fulgt i alle årene fra 1993 til 2003 uten tilførsel av nye individer. Med utgangspunkt i relevante variabler som finnes i datasettet blir det i den økonometriske analysen estimert en statisk og en dynamisk modell som beregner sannsynligheten for å begynne på sosialhjelp.

For å estimere effekten av den strukturelle tilstandsavhengigheten blir den dynamiske modellen estimert med den lineære Arellano- Bond estimatoren (1991). For menn blir det her funnet at mottak i periode $t-1$ i seg selv kan føre til en økt sannsynlighet for mottak i periode t med 39,4 %. Ved sosialhjelpsmottak de siste fire årene vil sannsynligheten for å gå på sosialhjelp for menn øke med 55,8 %. Den statiske modellen estimeres ved hjelp av både de lineære estimatorene førstedifferanse og fasteffekt, samt de ikke-lineære estimatorene logit fasteffekt og probit tilfeldigeffekt. Resultatene fra denne estimeringen kan blant annet tyde på at overgangen mellom utdanning og arbeid kan være spesielt kritisk med hensyn til sannsynligheten for å begynne på sosialhjelp.

Opgaven er organisert på følgende måte. I kapittel to blir det gitt en innføring i institusjonelle og teoretiske forhold bak sosialhjelpsordningen. Først blir det redegjort for de rettighetene som sosialhjelpsmottakerne har etter sosialtjenesteloven, før ordningen med økonomisk sosialhjelp blir satt inn i et velferdsstatlig perspektiv. Til sist i dette kapittelet

utdypes teorien bak de to ulike årsaksforklaringene som kan brukes til å forklare langvarig sosialhjelpsmottak; den strukturelle og den spuriøse tilstandsavhengigheten. I kapittel tre vil en del tidligere studier som har estimert effekten av den strukturelle tilstandsavhengigheten bli presentert. Her vil det også redegjøres for enkelte andre studier som har fokusert på sosialhjelp. I det fjerde kapitlet presenteres den økonometriske metoden som benyttes i denne analysen. Her vil estimatorene som benyttes presenteres, i tillegg til at det vil bli gått inn på de økonometriske utfordringene som oppstår ved estimering av de to sosialhjelpsmodellene. Nærmere informasjon om de ulike variablene som benyttes i sosialhjelpsmodellen vil bli presentert i det femte kapitlet, sammen med relevant deskriptiv statistikk for de ulike variablene. For den avhengige variabelen, mottatt sosialhjelp, vil det her også gås inn på hvordan utviklingen i støttesatsene for sosialhjelp har utviklet seg over perioden og mulige årsaker til denne utviklingen. Denne diskusjonen kan også leses som en illustrasjon på hvorfor en må være forsiktig når en tolker utviklingen i variabler over tid, spesielt når en ser på data med panelstruktur. I det sjette kapitlet blir resultatene fra den økonometriske regresjonsanalysen presentert og satt inn i en sammenheng. Det siste kapitlet, kapittel syv, avslutter og oppsummerer de mest sentrale funnene i studien.

2 Institusjonell og teoretisk bakgrunn

2.1 Sosialtjenesteloven

Ordningen med økonomisk sosialhjelp blir regulert av Lov om sosiale tjenester (sosialtjenesteloven). Formålet med loven er etter § 1-1;

a) å fremme økonomisk og sosial trygghet, å bedre levekårene for vanskeligstilte, å bidra til økt likeverd og likestilling og forebygge sosiale problemer,

b) å bidra til at den enkelte får mulighet til å leve og bo selvstendig og til å ha en aktiv og meningsfylt tilværelse i fellesskap med andre.

Loven tar med dette sikte på å være et sikkerhetsnett for de vanskeligst stilte i samfunnet. Den økonomiske sosialhjelpen inngår som viktig et ledd i dette. Andre sentrale virkemidler for sosialtjenesten i kommunene kan uvære råd og veiledning til å løse eller forebygge sosiale problemer.¹ Sosialtjenesten har også ansvar for tilrettelegging om spesielle behov skulle oppstå ved eksempelvis sykdom, alder eller funksjonshemming.

De økonomiske forholdene blir redegjort for i lovens femte kapittel. I § 5-1 heter det at:

De som ikke kan sørge for sitt livsopphold gjennom arbeid eller ved å gjøre gjeldende økonomiske rettigheter, har krav på økonomisk stønad.

Stønaden bør ta sikte på å gjøre vedkommende selvhjulpen.

Departementet kan gi veiledende retningslinjer om stønadsnivået.

I paragrafens første ledd kommer det frem at alle statsborgere gjennom lovteksten er sikret en viss økonomisk trygghet og levestandard over minimumsnivået. En forutsetning for hjelpen er imidlertid at den først ytes etter at alle andre muligheter for å forsørge seg selv er utprøvd. Disse mulighetene kan eksempelvis være gjennom arbeid, trygdeytelser eller realisering av

¹ Fra 2010 skal alle tjenestene fra sosialtjenesten, velferdsetaten og trygdeetaten utgå fra et felles NAV- kontor.

formue. Dette understreker det sentrale punktet i paragrafens andre ledd. Her blir det fremhevet at den økonomiske stønaden bør ta sikte på å gjøre klienten selvhjulpen. Det er dermed ikke ment at stønaden skal være en langvarig ytelse, men heller som en form for akutt hjelp i tilfeller der alle andre muligheter er utprøvd.

Det tredje leddet av § 5-1 viser til at det kan bli gitt veiledende retningslinjer for stønadsnivået fra departementet, som her er Arbeids og inkluderingsdepartementet.² Det er imidlertid kommunene som er ansvarlig for å fastsette de endelige satsene basert på en individuell behovsprøving. Fra loven står kommunene rimelig fritt til å utbetale stønad, også til personer som i utgangspunktet kan sørge for seg selv. De som ikke oppfyller § 5-1 vil alltid vurderes opp mot § 5-2,

Sosialtjenesten kan i særlige tilfeller, selv om vilkårene i § 5-1 ikke er til stede, yte økonomisk hjelp til personer som trenger det for å kunne overvinne eller tilpasse seg en vanskelig livssituasjon.

Fra departementets side blir det fremmet ønske om mest mulig lik behandling fra kommune til kommune, men studier har vist at det er lite sammenfall mellom de anbefalte satsene fra departementets side og de satsene som det opereres med i kommunene. De faktiske satsene viser seg å ligge høyere enn det de statlige veiledende retningslinjene tilsier, noe som kan ha sin årsak i økt bruk av tilleggssøknader til utgifter som ikke ligger innenfor sosialhjelpssatsene. Likevel viser det seg at satsene har nærmet seg hverandre etter at de statlige veiledende retningslinjene ble innført (Flermoen: 2006).

2.2 Norsk sosialhjelp i et velferdsperspektiv

En økonomisk samfunnsordning som tar vare på de som ikke er i stand til å forsørge seg selv, og som har som hensikt å gjøre individene selvhjulpne, har eksistert lenge. Men den har hatt ulike former. De lokalt arrangerte fattigkassene hadde i sin tid også dette målet. Etter den andre verdenskrig har begrepet ”velferdsstat” blitt en samlebetegnelse for vestlige industristater som garanterer for de mest basale rettighetene til sine innbyggere, og som også i varierende grad tar på seg oppgaver som går ut over dette.

² I Rundskriv I-34/2001 fra Sosialdepartementet (nå: Arbeids og inkluderingsdepartementet) blir det gitt veiledende retningslinjer for nivået på stønaden og utøvelsen av kommunens skjønn. Rundskriv A-16/2006 gir en oppdatert utgave av de veiledende stønadssatsene.

Norge er, sammen med de andre skandinaviske landene, blitt klassifisert som et sosialdemokratisk velferdsregime. Under et slikt regime har innbyggerne universelle rettigheter og staten skal sørge for høyest mulig velferd til alle innbyggerne. Etter Esping- Andersen (1990) virker det offentlige dermed *de- kommodifiserende* på den måten at det kjøper individene fri fra den avhengigheten de ellers ville hatt av yrkesinntekten. Samtidig legger velferdsstaten til rette for høy arbeidsdeltakelse ved å ta på seg omsorgsoppgaver gjennom barnehage tilbud, aldersboliger og sykehjem. Ansvar som tidligere ble tatt av familien, og spesielt av kvinnen, er dermed nå blitt overtatt av det offentlige, og samfunnet er *de-familisert* (Esping- Andersen 1999). Esping- Andersen mener at de skandinaviske landene er de av de vestlige velferdsstatene som har gått lengt i denne retningen.

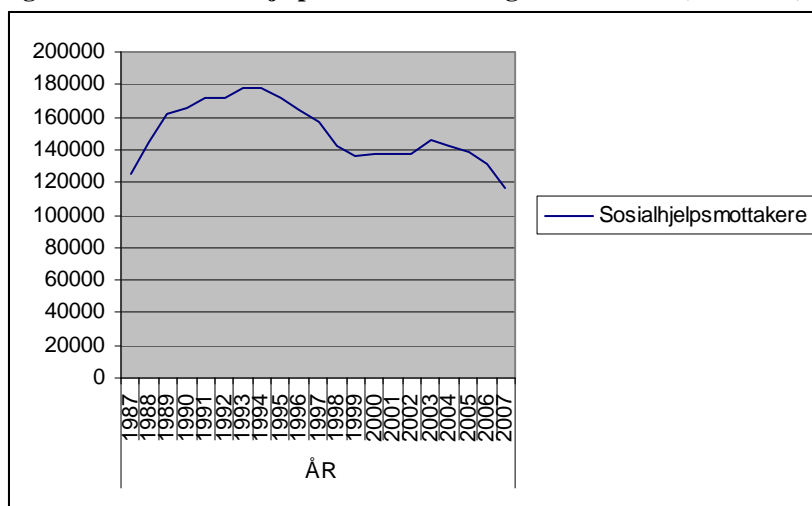
Ut over at Norge stiller med et relativt omfattende velferdstilbud til sine innbyggere er det påpekt at den norske velferdsstaten, og spesielt sosialhjelpsordningen skiller seg ut ved å være svært lokalt forankret. I en komparativ studie av OECD landenes ulike sosialhjelpsordninger blir Norge nevnt som det eneste landet der det er den lokale administrative enheten, kommunene, som står ansvarlige for vurdering av støttegrunnlag og utmåling av utbetalingssatser. Studien bekrefter videre at selv når en kun ser på OECD land er det store variasjoner i omfang og organisering av ulike lands sosialhjelpsordninger. Dette illustreres ved at det også er omstridt hvilke statlige ytelser som plasseres under fanen sosialhjelp. Begrepet har ingen fast definisjon, men benyttes ulikt av myndigheter og forskere. Dette gjør komparative kvantitative studier av sosialhjelp i ulike land til en vanskelig øvelse.

En videre faktor som vanskeliggjør komparative undersøkelser av sosialhjelp er at utformingen av andre velferdsstatlige ordninger påvirker etterspørselen etter sosialhjelp. I Norge er det lagt opp til at det skjønnsbaserte sosialhjelpssystemet skal tette sprekke etter et trygdesystem som er langt mer regelorientert (Kalve og Osmunddalen: 1995). Lave sosialhjelpsutbetalinger kan derfor like mye være et tegn på et omfattende og godt utbygd trygdesystem, som at de fleste klarer å sørge for seg selv. Dette understreker nødvendigheten av å se på sosialhjelp som en del av et større velferdsstatlig system.

Komparative undersøkelser av sosialhjelp som går over tid må også ta hensyn til at omfanget og sjenerøsiteten i de tjenestene som velferdsstaten tilbyr er i kontinuerlig endring. Politiske strømninger kan fort endre omfanget i de velferdsstatlige ytelsene. Både antall sosialhjelpsmottakere og statens utgifter til sosialhjelp økte ganske kraftig mot slutten av 80-

tallet. På denne tiden økte antallet mottakere, med tilhørende økte utgifter for staten, til tross for at utbyggingen av trygdesystemet egentlig var ment å gi en reduksjon i sosialhjelpen (Kalve og Osmunddalen: 1995). Figur 2.1 viser utviklingen i antall stønadsmottakere fra 1987 til 2006. Som en reaksjon på dette ble det derfor økt oppmerksomhet rundt det mange mente var en for sjenerøs velferdsstat. Det ble av flere fremholdt at Norge opplevde en ”statlig styringskrise” (Østerberg: 1990). Resultatet av den politiske dreiningen ble ”arbeidslinjen”, med innstramminger i sosialpolitikken på 1990- tallet. Gjennom disse innstramminger fikk kommunene anledning til å stille vilkår om arbeidsinnsats som motytelse for sosialhjelpen (Hagen og Lødemel: 2003).

Figur 2.1 Sosialhjelpsmottakere i Norge i 1993- 2007 (SSB 2007)



2.3 Tilstandsavhengighet; strukturell versus spuriøs

I økonomiske studier har det vært vanlig å finne at individer som er arbeidsløse eller mottakere av sosialhjelp på et gitt tidspunkt har høyere sannsynlighet enn andre for å være i den samme tilstanden i neste periode. Årsaken til denne tilstandsavhengigheten kan ifølge Heckmann (1981) være gitt ved to forskjellige årsaker. Tilstandsavhengigheten blir definert som strukturell, eller sann hvis verdien i den første perioden har en reell innflytelse på tilstanden i den andre perioden. Alternativt er tilstandsavhengigheten spuriøs eller uekte hvis den kommer av uobserverte forskjeller mellom individer. Jeg vil nå utdype forskjellene mellom de to formene for tilstandsavhengighet.

Innenfor fattigdomsforskningen blir en strukturell tilstandsavhengighet i forbindelse med sosialhjelp og andre velferdsgoder omtalt som velferdsavhengighet. Ordet blir noen ganger brukt som et synonym for å tilbringe lang tid på velferdsordninger, mens det vanligvis blir brukt om situasjoner der individ som egentlig skulle være i stand til å ta vare på seg selv ikke gjør det (Bane og Ellwood: 1994). Hvis opplevelsen av å motta velferd i seg selv gir en økt sannsynlighet for at individet fortsetter med dette blir det sagt at individet er havnet i en "velferds" - eller "fattigdomsfelle". Det finnes flere mulige forklaringer til at velferdsfellen, eller strukturell tilstandsavhengighet som det også kalles kan oppstå. Et første eksempel er depresiering av humankapital. Tid tilbrakt på sosialhjelp kan føre til en forringelse av kunnskaper eller evner som trengs i arbeidslivet, noe som kan gjøre det vanskeligere for individet å komme seg tilbake til arbeid. Et annet eksempel som kan føre til strukturell tilstandsavhengighet er signalisering. Når et individ går på sosialhjelp kan arbeidsgiversiden tolke dette som et signal på at personen er mindre produktiv enn en som ikke har vært sosialhjelpsmottaker. Både ved depresiering av humankapital og signalisering vil det potensielle lønnstilbudet til sosialhjelpsmottakeren synke. Den samlede sannsynligheten for at sosialhjelpsmottakeren i det hele tatt skal finne seg et arbeid vil også reduseres. Som et resultat kan opplevelsen av å ha mottatt sosialhjelp øke sannsynligheten for at individet også i fremtiden vil motta sosialhjelp.

Redusert arbeidssannsynlighet som følger av depresiering av humankapital og signalisering vil skje uavhengig av individets preferanser. En kan imidlertid også tenke seg at preferansene

og dermed individenes reservasjonslønn kan påvirkes av det å være sosialhjelpsmottaker. Et eksempel er at individet mister troen på at det er i stand til å jobbe og klare seg selv. En "discouraged worker" kan også gi opp å komme tilbake i arbeid i det hele tatt fordi han anser kostnaden ved å lete etter arbeid til å være for stor i forhold til sjansen for å lykkes. En slik motløshet vil videre kunne føre til problemer på grunn av misbruk av rusmidler, eller forsterke seg selv gjennom såkalte "avhengighetskulturer". Det er funnet at individer på stønad på grunn av økonomiske og praktiske årsaker har større sannsynlighet for å havne i miljøer der det er høyere aksept for og mindre stigmatisering i forbindelse med mottak av stønad. Introduksjon til slike miljøer kan igjen føre til en endret innstilling til arbeid hos individene (Bane og Ellwood: 1994). Oppsummert er det tre forhold som kan gi individet redusert jobbsannsynlighet ved å gå på sosialhjelp. Lavere potensielt lønnstilbud fra arbeidsgiver og en lavere sannsynlighet for å få jobb, eller en endring i individets preferanser med en tilhørende økning av reservasjonslønnen.

Den andre årsaken til den observerte vedvarenheten i stønadsmottak ligger i seleksjon. Individer er forskjellige i en del sentrale variabler som ikke kan måles, men som likevel påvirker sannsynligheten for å gå på sosialhjelp. Eksempler på denne uobserverte individuelle heterogeniteten kan være evner eller motivasjon. Det er rimelig å anta at sosialhjelpsmottakerne som gruppe vil være mer homogene med hensyn til de uobserverte variablene enn resten av befolkningen. Siden mye av den uobserverte heterogeniteten er korrelert over tid eller er tidskonstant vil det dermed kunne se ut som om tidligere mottatt stønad forklarer stønad i denne perioden. Det å ha mottatt stønad fungerer på denne måten som en proxyvariabel for de uobserverte egenskapene (Heckmann og Borjas: 1980). Den observerte tilstandsavhengigheten kommer altså av den uobserverte heterogeniteten og ikke det at en tidligere har mottatt sosialhjelp. På grunn av dette har denne formen for tilstandsavhengighet blitt betegnet som spuriøs eller tilfeldig.

For å oppsummere er det to måter å forklare den observerte avhengigheten i stønadsmottak. Den ene av disse er reell og et problem fordi den fører til at det å motta stønad i seg selv øker sannsynligheten for fremtidig stønadsmottak. Den andre årsaken til vedvarenhet er også et problem, men dette problemet relaterer seg ikke til formen på stønadsordningen. Å undersøke hvilken av de to formene for tilstandsavhengighet som dominerer er viktig fordi det kan si noe om hvilken politikk som bør føres på området. Hvis det er slik at sosialhjelp i seg selv

reproduserer sosialhjelp uavhengig av andre årsaker vil dette bety sterkere insentiver for å motvirke at individ blir introdusert for stønaden. Dette fordi de positive økonomiske konsekvensene av en slik politikk vil ha heldige konsekvenser ut over den gjeldende perioden. Forebyggende tiltak for at individer skal havne på sosialhjelp vil ha høyere sannsynlighet for positiv nytte dersom den strukturelle tilstandsavhengigheten blir tatt høyde for. Myndighetene må også undersøke i hvilken grad politikken som blir ført er med på å underbygge den strukturelle ledigheten. Hvis tilstandsavhengigheten er strukturell er det større sjanse for at endringer i støtteutbetalinger og arbeidsmarkedstiltak har en effekt på antallet sosialhjelpsmottakere. Endringer på disse områdene vil i første rekke påvirke antallet som begynner på sosialhjelp, men vil også kunne påvirke antallet som slutter på stønaden. Hvis derimot den spuriøs tilstandsavhengigheten dominerer bør myndighetene være mer forsiktige med eventuelle innstramminger i sosialhjelpsordningen. I verste fall vil dette da kun bidra til å forverre situasjonen for en gruppe mennesker som allerede er i en vanskelig situasjon.

3 Empiriske funn

Spørsmålet om det er strukturelle eller spuriøse forhold som påvirker observert varighet har vært stilt av forskere siden Heckmann (1981). Forskingen har relevans på flere områder. Et eksempel er om tidligere arbeidsledighet fører til fremtidig arbeidsledighet.³ Et annet eksempel er varighet i lave lønninger.⁴ Når det kommer til varighet på sosialhjelp er ikke forskningen kommet like langt som på de overfor nevnte områdene. Jeg vil her kort referere til noen internasjonale undersøkelser som omhandler varighet i sosialhjelpsmottak. I alle disse undersøkelsene er det blitt benyttet simulerte sannsynlighetsmaksimeringsmodeller for å estimere den strukturelle tilstandsavhengigheten.

Hansen, Loftstrom og Zhang (2006) undersøker velferdsavhengighet i Canada og finner at det er en betydelig variasjon i den strukturelle avhengigheten mellom de ulike provinsene i landet. De finner også en sammenheng mellom høy strukturell ledighet og sjenerøse velferdsutbetalinger, der de mest sjenerøse provinsene er de med den høyeste strukturelle avhengigheten.

Andrén (2007) analyserer et datasett fra perioden 1990- 1999 bestående av svensker og innvandrere bosatt i Sverige. Den strukturelle avhengigheten blir her estimert til å være på henholdsvis 4, 1 % for svensker og 12, 1 % for innvandrere. Videre er det blitt estimert hvordan ulike faktorer påvirker den strukturelle avhengigheten. Gjennomsnittlig stønadslengde i regionen blir funnet å ha en positiv effekt. Andrén mener dette kan tyde på at miljøet sosialhjelpsmottakerne bor i kan ha en innvirkning på avhengigheten. Å være fra Øst-Europa viste en positiv effekt på strukturell ledighet, mens det for de andre innvandrergroppene ikke ble funnet noen effekt.

Hansen og Loftstrøm (2003, 2006) ser også på forskjeller i mottak av sosialhjelp mellom innvandrere og lokalbefolkning i Sverige. De finner at innvandrere har noe høyere sannsynlighet for å begynne på sosialhjelp og mindre sannsynlighet for å slutte på hjelpen enn det lokalbefolkningen har.

³ Se for eksempel Mühleisen/ Zimmermann (1994).

⁴ Se for eksempel Stewart (2007).

Cappellari og Jenkins (2008) undersøker dynamikk i sosialhjelp ved hjelp av paneldata fra Storbritannia i perioden 1991 til 2005. De finner at sannsynligheten for å motta sosialhjelp øker med om lag 14 % i tilfeller der individet mottok sosialhjelp året før.

For norske data er det ikke gjort studier med samme metodiske fremgangsmåte som de refererte artiklene, men det fins en del nyere sosiologiske studier av sosialhjelpsdynamikk. Jeg vil kort referere til et par av dem.

Dahl og Lorentzen 2003a undersøker ulike metoder for å beregne stønadslengde. En fare med tradisjonelle statiske tverrsnittsstudier er at de har vært dominert av langtidsfattige. Ved å kun se på et øyeblikksbilde av sosialhjelpsmottakere på et gitt tidspunkt og undersøke hvor lenge de har mottatt hjelp blir det oversett at langtidsmottakere som regel er et mindretall av alle som har begynt på hjelp. Dahl og Lorentzen analyserer derfor heller ved hjelp av forløpsdata episoder⁵ et individ tilbringer på sosialhjelp. Forfatterne kommer frem til at lengden på disse er langt kortere enn tidligere estimert. De fleste sosialhjelpsmottakerne er korttidsmottakere, og kun en liten gruppe mottar støtte over lang tid.. Fremgangsmåten i studien, som hvordan en trekker utvalg og på hvilken måte en måler episodene kan føre til ulike svar på spørsmålet om stønadslengden. Dahl og Lorentzen viser ulikhetene de forskjellige metodene kan gi. De utroper ikke noen fasit over hva som er den beste metoden, men maner til forsiktighet i utførelse og interpretasjon av slike undersøkelser.

Dahl og Lorentzen (2003b) undersøker stønadsavhengigheten ved å se på arbeid som det endelige målet. I analysen blir 1995 årgangen av førstegangsmottakere av sosialhjelp fulgt over en femårsperiode, og det blir sett på hvordan muligheten til å komme i arbeid forandrer seg med tilbakelagt tid på stønad. Det blir kommet frem til at antallet som kommer ut i arbeid først stiger, og er høyest rundt et år etter påbegynt sosialhjelp. Etter et år vil det være stadig færre som kommer seg ut i arbeid.

Dahl og Lorentzen (2006) følger inntektsutviklingen til familier som var førstegangsmottakere av sosialhjelp fra 1995 til 1999. Ved hjelp av en tidsforsinket sosialhjelpsvariabel blir det sett på hvordan tidligere sosialhjelpsmottak påvirker inntektsutviklingen. Det å ha deltatt i sosialhjelpsordningen forrige år gir en estimert lavere

⁵ Engelsk: spells

inntekt på 3,3 % det påfølgende året. Dette blir fra forfatterens side tatt til inntekt for at det å ha mottatt sosialhjelp i liten grad gjør individ avhengige av hjelpen.

Hansen (2008) bruker et utvalg data fra perioden 1992 til 2003 til å estimere dynamikken i sosialhjelpsutbetalinger til innvandrere og nordmenn. I analysen blir det funnet at 50 % av de som er født i Norge avslutter sosialhjelpsmottaket innen det første året, mens kun 35 % av immigrantene gjør det. De tre første årene er andelen som slutter på sosialhjelp stigende, mens andelen synker etter dette. Det vises videre at innvandrere som har tilbrakt lenger tid i landet tilbringer kortere tid på sosialhjelp. Hansen undersøker også tilbakevendingsraten til de som har sluttet på sosialhjelp. Ett år etter at et individ har sluttet på sosialhjelp vil det være 25 % sannsynlighet for at de har vært innom en ny støtteperiode. Etter 10 år vil 70 % ha vært innom en ny støtteperiode.

4 Økonometrisk metode

Analysen i denne oppgaven tar sikte på å undersøke bestemmelsesfaktorer i mottak av sosialhjelp med et spesielt fokus på belyse de dynamiske sammenhengene. I litteraturgjennomgangen kom det frem at det er to ulike innfallsvinkler for å undersøke en slik problemstilling. Den ene konsentrerer seg om varighet på stønadsmottak, mens den andre i større grad ser på insidens, der sannsynligheten for å begynne eller slutte som mottakere er det sentrale.⁶ Denne analysen følger den siste tilnæringsmåten og vil ved hjelp av en sosialhjelpsmodell estimere betydningen av tidligere mottatt sosialhjelp for sannsynligheten for fremtidig mottak.

De seneste økonomiske arbeidene som har undersøkt sosialhjelpsdynamikk har tatt i bruk simulerte sannsynlighetsmaksimeringsmodeller.⁷ Dette er teknisk vanskelige estimeringsmetoder som ligger utenfor rammene til denne analysen. Istedenfor vil en alternativ og lettere metode tas i bruk, der en dynamisk lineær sannsynlighetsmodell blir estimert ved hjelp av Generalisert Momentmetoden (GMM) foreslått av Arellano- Bond. Ved bruk av denne metoden vil imidlertid alle tidskonstante forklaringsvariabler transformeres vekk. Utgangspunktet for analysen vil derfor være en statisk modell, der en også har mulighet for å se hvordan disse variablene virker inn på sannsynligheten for å motta sosialhjelp. Denne modellen vil bli estimert med både lineære og ikke lineære estimatorene før den bygges ut for å ta høyde for dynamikk. Den dynamiske modellen vil kun estimeres med lineære estimatorene.

Både i den statiske og dynamiske modellen vil den avhengige sosialhjelpsvariabelen være binær. Siden sosialhjelpssatsene endrer seg over tid og dette kan være vanskelig å kontrollere for er dette vanlig ved estimering av sosialhjelp.⁸ Den avhengige variabelen y vil da ta verdien 0 i tilfeller der en ikke har vært mottaker av sosialhjelp et aktuelt år, mens den i tilfeller der en har mottatt hjelp vil ta verdien 1.

I kapittel 4.1 blir det redegjort for hvordan en diskret avhengig variabel kan estimeres med både lineære og diskrete sannsynlighetmodeller. Kapittel 4.2 gir en innføring i estimering med

⁶ For en grundigere oversikt over metodiske fremgangsmåter se Cappellari og Jenkins (2008).

⁷ Se for eksempel Andr n (2007) og Hansen, Lofstrom, og Zhang (2006).

⁸ Se kapittel 5 for en deskriptiv analyse av hvordan samlede st nadsutbetalinger bestemmes i datasettet.

paneldata og de mest sentrale økonometriske utfordringene for denne analysen. I de to siste delkapittelene vil estimatorene som det gjøres nytte av i analysen presenteres.

Fremstillingen i dette kapitlet bygger på Wooldridge (2002) og Verbeek (2004). Avsnittene om de ikke- lineære og dynamiske modellene bygger også på fremstillingen til Greene (2003).

4.1 Diskrete versus lineære sannsynlighetsmodeller

En modell med en binær avhengig variabel kan estimeres som en lineær eller diskret sannsynlighetsmodell. Ved bruk av en lineær modell vil sannsynligheten for at y har verdien 1 være den samme som forventningsverdien til y , en lineær funksjon av x_j .

$$P(y = 1 | x) = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \dots + \beta_k x_k \quad (4.1)$$

β_j vil her være en parameter som måler endret sannsynlighet for at $y = 1$ ved endring i den uavhengige variabelen x_j alt annet likt. De lineære estimatorene som brukes i denne analysen er minste kvadrats metode (MKM), fast effekt (FE), og førstedifferanse (FD).

Ved bruk av en ikke- lineær estimator vil

$$P(y = 1 | x) = G(\beta_0 + \beta_1 x_1 + \dots + \beta_k x_k) \quad (4.2)$$

der G er en sannsynlighetsfunksjon som kun inntar verdier mellom null og en og gjør at de estimerte prediksjonene inntar verdier strengt innenfor dette intervallet.

To ulike eksempler på sannsynlighetsfunksjoner er gitt i de ikke- lineære estimatorene logit og probit som begge estimeres ved hjelp av sannsynlighetsmaksimeringsprinsippet.

Det er flere ulemper ved bruk av lineære sannsynlighetsmodeller. Med mindre verdiene til de uavhengige variablene er strengt begrenset kan estimatorene gi prediksjoner som ikke gir mening. Dette fordi de ikke begrenses innenfor 0, 1 intervallet i motsetning til de ikke-lineære estimatorene. Relatert til dette er de konstante marginaleffektene. Med én enhets økning i x , og alt annet likt, vil $P(y = 1 | x)$ alltid øke med den samme andelen. For eksempel vil det å gå fra ingen til ett barn ha den samme effekten på sannsynligheten for å motta sosialhjelp som en endring fra fire til fem barn. Denne slutningen kan ikke være riktig siden dette vil føre til at prediksjonen til slutt blir drevet utenfor 0, 1 intervallet. De lineære sannsynlighetsmodellene vil videre kunne gi usikker hypotesetesting. Siden y kun tar to verdier (0 eller 1), vil også feilledet for en gitt verdi av x kun ha to mulige utfall. Dette er en årsak til at feilledet ikke er normalfordelt og heteroskedastisk. Problemet kan imidlertid reduseres ved hjelp av en transformasjon som gjør standardfeilene robuste (White: 1980).⁹

Ulempene forbundet med de lineære sannsynlighetsmodellene innebærer at det er vanligere å ta utgangspunkt i ikke-lineære modeller for å estimere binære avhengige variabler. Når det likevel tas utgangspunkt i en lineær sannsynlighetsmodell i denne analysen er det fordi dette åpner opp for en relativt enkel metode for å estimere dynamikk. Wooldridge (2002) fremhever at de lineære estimatorene kan brukes til å estimere binære variabler, men at de må bli sett på som omtrentlige anslag for de underliggende respons-sannsynlighetene. Spesielt i sentrum av distribusjonen til de uavhengige variablene vil de lineære sannsynlighetsmodellene kunne gi gode estimater. Hvis en er mer interessert i de enkelte variablenes innvirkning behøver ikke det faktum at noen av prediksjonene går utenfor 0, 1 intervallet ha noen betydning (Wooldridge: 2002).

I det neste underkapittelet følger en gjennomgang av hvordan en estimerer paneldata, samt at de sentrale økonometriske problemstillingene i analysen belyses. Deretter følger en presentasjon av de ulike estimatorene som tas i bruk.

⁹ Intuitivt forklart blir det ved hjelp av robust-transformasjonen lagt mer vekt på hovedmassen i data slik at ytterverdiene ikke blir tatt like mye hensyn til.

4.2 Estimering med paneldata

Et paneldatasett er en kombinasjon av tidsserie og tverrsnittsdata der en gruppe individer, land, huster eller lignende følges over en gitt tidsperiode.

For paneldata får vi en modell av typen;

$$y_{it} = \beta X_{it} + \alpha_i + \varepsilon_{it} \quad (4.3)$$

Der β er en vektor av parametrene som måler effekten av forklaringsvariablene i X_{it} , ε_{it} er et stokkastisk feilledd og α_i er en individspesifikk komponent som fanger opp tidskonstante individspesifikke egenskaper ved individene.

En fordel ved paneldata er muligheten for å kontrollere for problemer som kan følge med den individuelle heterogeniteten. I underkapittel 4.2.1 vil disse problemene samt utfordringer i forhold til estimering av dynamikk presenteres.

4.2.1 Estimeringsutfordringer

Regresjonsanalyse bygger på en rekke antagelser som må være oppfylt. Det er derfor viktig å bestemme seg for hvilken modell som skal benyttes på bakgrunn av hvilke data en har tilgang på, problemstillingen som skal analyseres, og de antagelser som eventuelt kan bli brutt ved de ulike modellene. Det overordnede målet ved estimering er som regel forventningsrette og konsistente estimatorene så det er dette som det i første rekke fokuseres på.¹⁰ I det følgende blir det redegjort for en del problemer som ofte oppstår ved bruk av paneldata og som også er aktuelle i denne analysen.

¹⁰ En estimator er forventningsrett hvis estimatorens forventningsverdi er den samme som populasjonsverdien. Konsistens krever at estimatoren går mot den sanne populasjonsverdien når antall verdier og tidsperioder går mot uendelig.

Endogenitet er ofte fremtredende i paneldata og kan komme av flere årsaker. En av disse er tilstedeværelse av uobservert individuell heterogenitet, α_i . Problemet oppstår i det en av forklaringsvariablene er korrelert med feilledet i modellen ($\alpha_i + \varepsilon_{it}$). Ved estimering av sosialhjelp vil evner og motivasjon være utelatte variabler siden vi ikke kan observere dem. Samtidig kan disse egenskapene være korrelert med flere av forklaringsvariablene, som for eksempel utdanning. Resultatet blir forventnings skeive og inkonsistente estimatorene.

Autokorrelasjon er en betegnelse som brukes om tilfeller der feilledet i en modell ($\alpha_i + \varepsilon_{it}$) i en periode er korrelert med feilledet i en tidligere periode. Dette påvirker ikke forventningsrettheten til estimatoren, men kan føre til ukorrekte standardfeil og ineffisiente estimatorene. Ved tilstedeværelse av individuell heterogenitet kan autokorrelasjon oppstå siden denne utgjør en tidskonstant i feilledet. Autokorrelasjon kan også være et resultat av en feilspesifisert funksjonsform. Om det er dynamikk i en modell som ikke tas høyde for gjennom laggede variabler vil dette føre til seriekorrelasjon i det stokkastiske feilledet ε_{it} .

Som vi skal se vil fast- effekt estimatoren (FE) og første- differanse- transformasjon (FD) transformere den individuelle heterogeniteten ut av modellen. De vil imidlertid ikke kunne gjøre noe med endogenitetsproblemet som følger av korrelasjon i det stokkastiske feilledet. Det finnes flere ulike tilnærminger til den siste problemstillingen, blant annet inkludering av laggede avhengige variabler.¹¹ En annen motivasjon for å inkludere en lagget endogen variabel i modellen er at en ønsker å estimere effekten av en positiv verdi i den avhengige variabelen i tidligere perioder. Dette er utgangspunktet for analysen av sosialhjelp. En lagget avhengig variabel vil i den dynamiske sosialhjelpsmodellen måle den strukturelle tilstandsavhengigheten.

¹¹ Andre tilnærminger til dette problemet kan være Feasible General Least Squares (FGLS) eller autoregressive modeller.

Modellen blir slik;

$$y_{it} = \beta Z_{it} + \gamma y_{it-1} + \alpha_i + \varepsilon_{it} \quad (4.4)$$

$$X_{it} \equiv Z_{it} + \gamma y_{it-1}$$

Der γ er koeffisienten som måler verdien av at y tar verdien 1 i periode $t - 1$, og parameteren Z_{it} er andre uavhengige variabler.

Etter å ha kontrollert for de observerte faktorene Z_{it} vil modellen (4.5) ha tre mulige kilder til den observerte vedvarenheten i stønadsmottak; heterogeniteten α_i , seriekorrelasjon i det stokkastiske feilleddet ε_{it} , og den strukturelle tilstandsavhengigheten γ .

Dessverre kan innføringen av en lagget avhengig variabel gjøre modellen inkonsistent grunnet korrelasjon mellom den laggede variabelen og de to utelatte komponentene, heterogeniteten og det stokkastiske feilleddet. Ingen av de tidligere foreslåtte estimatorene kan gjøre noe med dette endogenitetsproblemet.¹² Som en løsning foreslo Arellano- Bond (1991) å ta utgangspunkt i første- differanse for så å bruke en instrumentvariabeltilnærming som optimaliseres ved bruk av Generalisert Momentmetoden (GMM).

Grunnet estimeringsmetoden for dynamikk vil det i denne analysen være hensiktsmessig å ta utgangspunkt i de lineære sannsynlighetsmodellene for å estimere den dynamiske sosialhjelpsmodellen. I det følgende kapittelet vil de ulike estimeringsmetodene i analysen presenteres. Kapittel 4.3 presenterer de ikke- lineære estimatorene, mens kapittel 4.4 presenterer de lineære estimatorene.

¹² Hvis $T \rightarrow \infty$ og $N \rightarrow \infty$ vil den lineære FE- estimatoren være konsistent. Ved $T = 30$ vil likevel forventningsskeivheten kunne være på 20 % etter en studie av Judson og Owen (1999).

4.3 Ikke- lineære estimatorer

Det vil taes i bruk to ulike ikke- lineære sannsynlighetsestimatorer i denne analysen, fast effekt logit og tilfeldig effekt probit. De ikke- lineære estimatorene er i utgangspunktet best egnet til å estimere en binær avhengig variabel. For å få et sammenligningsgrunnlag vil disse estimatorene derfor estimeres i den statistisk sosialhjelpsmodellen. På bakgrunn av dette er det mulig å få et inntrykk av hvor gode anslag som blir gjort av de lineære sannsynlighetsmodellene.

4.3.1 Fast effekt logit

Fast effekt logitestimatoren beregnes ved hjelp av sannsynlighetsmaksimeringsprinsippet. Modellen blir skrevet slik:

$$\Pr(y_{it} = 1 | X_{it}) = \frac{\exp(\beta X_{it} + \alpha_i)}{1 + \exp(\beta X_{it} + \alpha_i)} = \Lambda(\beta X_{it} + \alpha_i) \quad (4.5)$$

Der $\Lambda(*)$ betegner en kumulativ logistisk tetthetsfunksjon.

Ved tilstedeværelse av individuell heterogenitet vil β være inkonsistent selv når $N \rightarrow \infty$. Årsaken til dette er at de diskrete estimatorene for β og α_i avhenger av hverandre. Dette gjør at så lenge T er fast vil det overføres inkonsistens i estimatoren for α_i til β . Chamberlain (1980) viste en måte å kontrollere for heterogeniteten ved å betinge på antallet ett tall i modellen. Det blir ved denne framgangsmåten kun tatt hensyn til endringer i den avhengige variabelen i perioden fra 0 til 1 eller 1 til 0. De individene som enten har vært mottakere hele perioden eller ikke mottakere av sosialhjelp vil følgelig ikke gjøre noe utslag ved estimering. Sammenlignet med tilfeldig effekt probit blir derfor observasjonsgrunnlaget mindre ved estimering av fast effekt logitmodellen.

4.3.2 Tilfeldig effekt probit

Ved estimering av tilfeldig effekt probit er det en betingelse for konsistens at det ikke må være korrelasjon mellom uavhengige variabler og den uobserverte individuelle heterogeniteten. Modellen blir skrevet slik;

$$\Pr(y_{it} = 1 | X_{it}) = \Phi(\beta X_{it} + w_{it}) \quad (4.6)$$

$$w_{it} = \alpha_i + \varepsilon_{it}$$

Det blir antatt at ε_{it} er identisk og uavhengig normalfordelt med en forventningsverdi på 0 og varians lik 1. For α_i antas det at denne er identisk og uavhengig fordelt med forventningsverdi på 0 og varians σ_α^2 .

Feilledet w_{it} vil her være seriekorrelert som følger av den individuelle heterogeniteten α_i .

Denne kan uttrykkes ved

$$\text{Corr}(w_{it}, w_{is}, t \neq s) = \frac{\sigma_\alpha^2}{1 + \sigma_\alpha^2} \quad (4.7)$$

Hvis korrelasjonen i feilledet blir ignorert og det blir brukt en vanlig probit sannsynlighetsmaksimeringsmodell vil resultatet bli konsistente, men ikke effisiente estimatorene. Buttler og Moffit (1982) kom frem til at siden avhengighetene i w_{it} avhenger av α_i er det mulig å betinge på α_i for så å integrere disse ut av sannsynlighetsfunksjonen. Dette gir estimater som er robuste mot seriekorrelasjonen som følger av heterogeniteten.

4.4 Lineære estimatorer

Lineære estimatorer vil i utgangspunktet ikke være best egnet til å estimere binære avhengige variabler. Siden Fast- effekt - estimatoren (FE) og Første- differanse- transformasjon (FD) er forløpere til lineær GMM estimering vil imidlertid disse benyttes til å estimere både den statiske og den dynamiske sosialhjelpsmodellen. Den individuelle heterogeniteten blir ved bruk av disse estimatorene transformert ut ved hjelp av lineære transformasjoner.¹³

Først vil første- differanse- transformasjon og fast- effekt- estimatoren presenteres før det siste underkapittelet presenterer den dynamiske estimeringsteknikken foreslått av Arellano-Bond.

4.4.1 Første- differanse- transformasjon (FD)

Første- differanse- transformasjon er en enkel transformasjon som går ut på å differensiere hver variabel over tid. Den første tidsperioden, som er året 1993 blir trukket fra 1994, 1994 blir trukket fra 1995, osv. Differensieres modellen (4.2) blir resultatet

$$y_{it} - y_{it-1} = (\alpha_i - \alpha_i) + \beta(X_{it} - X_{it-1}) + \varepsilon_{it} - \varepsilon_{it-1} \quad (4.8)$$

Alle tidskonstante effekter inkludert α_i vil differensieres vekk ved bruk av denne metoden. En får dermed ikke noe estimat for eventuelle tidskonstante variabler. Estimatoren er imidlertid robust overfor korrelasjon mellom α_i og x_i .

¹³Siden de lineære modellene i denne analysen brukes for å estimere dynamikk vil det ikke gåes inn på den lineære tilfeldige effekt- modellen (RE) . En vanlig fremgangsmåte for lineær estimering ville ellers vært å beregne både FE og RE estimatorene for så å teste for tilstedeværelsen av endogenitet ved hjelp av en Hausmantest.

4.4.2 Fast- effekt (FE)

FE transformerer modellen på samme måte som FD slik at estimatoren blir robust overfor korrelasjon mellom α_i og x_i . Dette gjøres ved at innen- gruppegjennomsnittene blir trukket fra modell (4.2);

$$y_{it} - \bar{y}_i = \beta(X_{it} - \bar{X}_i) + (\varepsilon_{it} - \bar{\varepsilon}_i) \quad (4.9)$$

Estimatoren er kun basert på individenes variasjon over tid, i motsetning til minste kvadrats metode der det blir tatt hensyn til variasjon både over individer og over tid. På grunn av dette er det, som ved FD estimering, en forutsetning at det i hvert fall for noen av individene er variasjon i den aktuelle forklaringsvariabelen som skal estimeres.

4.4.3 Første- differanse versus fast- effekt

Under antakelsene om streng eksogenitet, tilfeldige utvalg, og ingen perfekt multikollinearitet mellom uavhengige variabler vil både FD og FE estimatorene være forventningsrette og konsistente. Ved stor N og liten T vil derfor valget av estimator komme an på effisiensen i estimatoren, noe som bestemmes av eventuell seriekorrelasjonen i det stokastiske feilleddet ε_{it} . Ingen seriekorrelasjon i ε_{it} betyr at standardfeilene til FE er forventningsrette og estimatoren vil da ha høyest effisiens. I tilfeller der feilleddet følger en random walk prosess transformerer FD vekk hele korrelasjonen, og denne estimatoren vil da være mest effisient.¹⁴

I mange tilfeller vil det være en del seriekorrelasjon i ε_{it} , men ikke så sterk som random walk. Det er da ikke like enkelt å sammenligne effisiensen til de to estimatorene. På dette grunnlaget kan det derfor være nyttig å ta i bruk begge estimatorene.

¹⁴ Random walk er når verdien i periode t alene avgjøres av verdien i periode t-1.

4.4.4 Arellano- Bond estimatoren

Arellano- Bond estimatoren tilbyr en løsning på endogenitetsproblemet som oppstår ved inkludering av en lagget avhengig variabel. Utgangspunkt blir tatt i første- differanse- transformasjonen av den dynamiske modelligningen (4.4). For å forenkle uttrykket utelukker jeg andre uavhengige variabler.

$$\Delta y_{it} = \Delta y_{it-1} + \Delta \varepsilon_{it} , \quad t = 2, \dots, T \quad (4.10)$$

Der $\Delta y_{it} = (y_{it} - y_{it-1})$, osv.

Når $S \geq 2$ kan laggene y_{it-s} og Δy_{it-s} brukes som gyldige instrumenter siden de er korrelert med Δy_{it-1} , men ukorrelert med de differensierte feilleddene. Så lenge ε_{it} ikke er seriekorrelert kan alle tilgjengelige lagg i perioden brukes som instrumenter. Generaliserte momentmetoden (GMM) forutsetter at modellen er korrekt spesifisert og utnytter alle momentrestriksjoner på nivåform når $t \geq 3$. Antallet momentrestriksjoner stiger med t ;

$$t = 3 : E(\Delta \varepsilon_{i3} y_{i1}) = 0$$

$$t = 4 : E(\Delta \varepsilon_{i4} y_{i1}) = 0, E(\Delta \varepsilon_{i4} y_{i2}) = 0$$

$$t = 5 : E(\Delta \varepsilon_{i5} y_{i1}) = 0, E(\Delta \varepsilon_{i5} y_{i2}) = 0, E(\Delta \varepsilon_{i5} y_{i3}) = 0, \text{ osv.}$$

Ved å vekte momentrestriksjonene blir det kommet frem til den mest presise to stegs estimatoren (lavest varians).¹⁵ Sargan/ Hansen- testen kontrollerer for instrumentenes eksogenitet og er en standard test etter estimering med instrumentvariabler. Hvis et eller flere av instrumentene er korrelert med feilleddet vil en måtte forkaste nullhypotesen om at instrumentene er eksogene. Arellano- Bond (1991) tilbyr ut over dette en test for første og andreordens seriekorrelasjon i de differensierte feilleddene. Det differensierte feilleddet $\Delta \varepsilon_{it}$ er korrelert med $\Delta \varepsilon_{it-1}$, og modellen forutsetter derfor førsteordens seriekorrelasjon. For å sjekke at modellen ikke er seriekorrelert på nivåform blir det testet for andreordens

¹⁵ En steg estimatoren er basert på generalisert minste kvadrats metode (GLS). Denne estimatoren er også konsistent, men vil ikke være like effisient.

seriekorrelasjon. Hvis ε_{it} er seriekorrelert vil eksempelvis ikke y_{it-2} være et gyldig instrument for Δy_{it-1} grunnet korrelasjon mellom y_{it-2} og ε_{it-1} . En må da sette en restriksjon på instrumentene til kun å gjelde for lagg tre perioder eller lenger tilbake. Alternativt kan en ta høyde for sterkere dynamikk i modellen ved å inkludere flere laggete endogene variabler.

5 Datamaterialet og variablene

5.1 Utvalget

Datamaterialet i denne oppgaven er tilrettelagt av Norsk Samfunnsvitenskapelig Datatjeneste (NSD) og stammer fra Forløpsdatabasen- Trygd (FD- Trygd). FD- trygd er en database som er administrert av Statistisk Sentralbyrå (SSB) og satt sammen av egne registre hos SSB samt registre fra blant annet Arbeids og Velferdsetaten (Aetat) og Trygdeetaten. Hvert individ i databasen har et anonymisert løpenummer som gjør det mulig å kople sammen data fra de ulike tilgjengelige registrene. Basen har opplysninger fra og med 1992.

Utvalget som er gjort tilgjengelig er et 20% tilfeldig trukket utvalg av individer med norsk statsborgerskap. Alle individene har foreldre med norsk statsborgerskap og Norge som fødeland og landbakgrunn. Det er informasjon om individene fra 1.1.1993 frem til 31.12.2003. Siden data har panelstruktur innebærer dette at det er de samme individene som blir fulgt over hele observasjonsperioden uten at det kommer inn nye individ i datasettet. Utvalget vil derfor bare være representativt for befolkningen i 1993..

Et paneldatasett består av et visst utvalg individer, n , som følges over tidsperioden t . Det blir ikke foretatt nye trekninger av individer til utvalget etter hvert. Utvalget vil derfor kun være representativt for befolkningen som det er trukket fra i 1993. Etter hvert som tiden går vil individene bli eldre, og utvalget vil derfor i 2003 inneha relativt flere eldre enn i 1993.

Utvalget jeg har fått tilgang på består av 511 548 individer som er født i tidsrommet 1925-1976. De er da mellom 27 og 68 år ved begynnelsen av observasjonsperioden, mens de i slutten av observasjonsperioden er 10 år eldre og altså mellom 37 og 78 år. Flesteparten av individene er derfor del av den arbeidsføre befolkningen. Selv om alle individene er registrert i alle periodene er det en del variabler som mangler verdier for enkelte år. Maksimalt utgjør dette for et par av variablene 12 851 observasjoner av det totale 47 8100 ved full informasjon. Det er vanlig med mangler av denne størrelsen i denne typen datasett, men siden antallet ikke utgjør mer enn 2,7 % er det ikke regnet at dette vil gjøre noen betydelig svekkelse for analysen.

Minnebegrensninger på instituttets maskiner har gjort analysen av det fullstendige datasettet vanskelig. Det har derfor vært nødvendig å trekke et mindre utvalg av det opprinnelige utvalget for å kunne undersøke data med de ønskelige estimatorene. Det reduserte utvalget utgjør et tilfeldig trukket 2 % utvalg av befolkningen i 1993. I tidligere analyser har det vært vanlig å ekskludere individ under 26 år på grunn av at disse ofte er i skolepliktig alder og under utdanning (Cappellari og Jenkins 2008). Jeg velger å gjøre det samme for mine data. Etter å ha gjort dette er grunnlaget for analysen 45 567 individer. Selv om noen av estimatorene som blir brukt senere i den økonometriske analysen krever mindre minne er alle de ulike estimatorene beregnet på det reduserte utvalget. Dette er gjort for å få best mulig sammenligningsgrunnlag.

5.2 Variabler og deskriptiv statistikk

I dette kapittelet blir de variablene som brukes i regresjonsanalysen i det neste kapittelet presentert. Det vil estimeres to ulike modeller for sosialhjelp, en statisk og en dynamisk. Diskusjoner om forventede resultater for de enkelte variablene baserer seg på økonomisk teori og tidligere studier.

5.2.1 Avhengig variabel

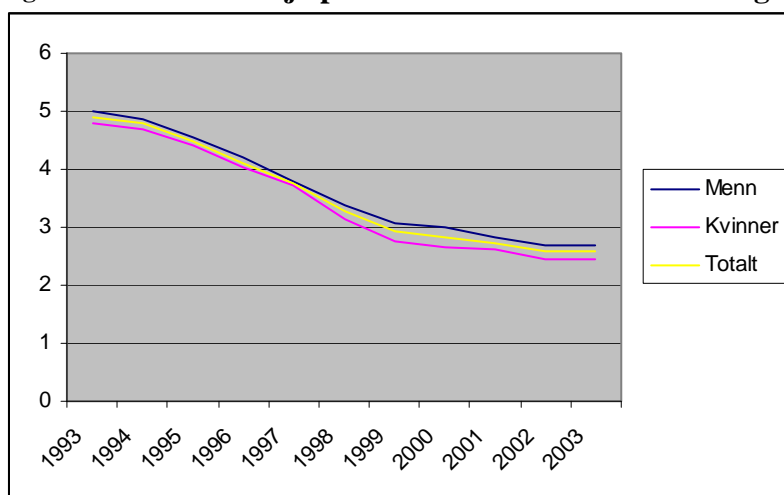
Sosialhjelp

I begge de to sosialhjelpsmodellene er mottatt sosialhjelp avhengig variabel. Variabelen vil ta verdien 1 der et individ har fått utbetalt sosialhjelp en eller flere måneder i løpet av året. Individet kan altså ha mottatt sosialhjelp gjennom hele året, eller kun mottatt sosialhjelp én måned for at sosialhjelpsvariabelen skal være positiv. Det er som regel én person i hver husstand som står som mottaker av sosialhjelpen. Dette betyr at det for hver mottaker kan være flere personer i samme familie som er reelle mottakere av hjelpen som blir utbetalt, noe som kan føre til visse problemer ved estimering av dynamikk i sosialhjelpsmottak. For eksempel kan en tenke seg at et ektepar som mottar sosialhjelp går fra hverandre. Hvis mannen har vært den som har stått som mottaker av sosialhjelp vil kvinnen i datasettet fremstå som ny mottaker etter at hun har flyttet for seg selv. Forholdet vil imidlertid gå begge veier siden sosialhjelpsmottakere også gifter seg.¹⁶

¹⁶ Se Cappellari og Jenkins (2008) for en grundigere diskusjon av denne problemstillingen.

Figur 5.1 viser sosialhjelpsmottaker som andel av utvalget. Grafen viser at antall sosialhjelpsmottakere per år har sunket fra om lag 5 % av befolkningen til om 2,5 % i perioden fra 1993 til 2003. Data i utvalget stemmer over ens med Figur 2.1 fra SSB(2007) som viser at det totale antallet sosialhjelpsmottakere har sunket i samme tidsperiode. Videre viser grafen jevnt over at kvinner har noe lavere mottaksrate enn menn, med en forskjell på om lag 0,2 %.

Figur 5.1 Sosialhjelpsmottakere som andel av utvalget, i prosent

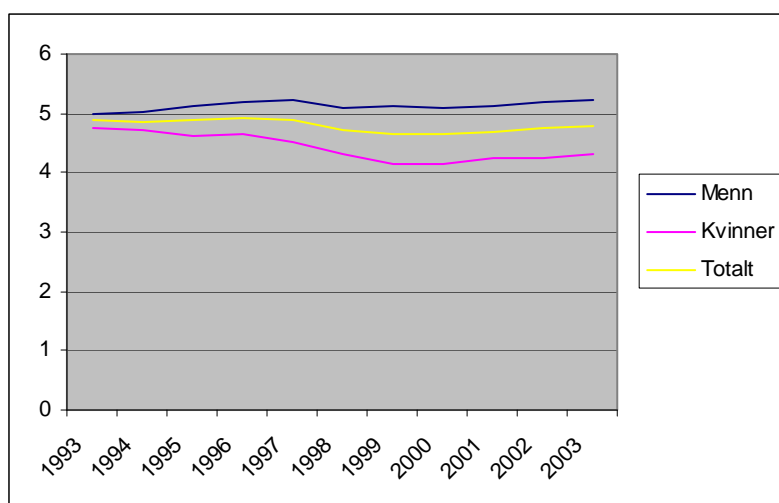


Noe av årsaken til den betydelige nedgangen i relativ mengde sosialhjelpsmottakere kan ligge i at datasettet ikke gir informasjon over hvor mange individ som har dødd eller emigrert i perioden. Når en sosialhjelpsmottaker dør blir vedkommende regnet som et ordinært individ i utvalget som ikke mottar noen form for støtte. Det blir vist til en konstant mengde på 47 810 individ over hele observasjonsperioden. Dette kan være et problem. I tillegg betyr panelstrukturen i datasettet at relativt flere eldre individer senere i observasjonsperioden kan bety relativt færre mottakere. Dette vil jeg komme tilbake til. Til tross for disse effektene er likevel nedgangen såpass stor at det på bakgrunn av dette utvalget ikke vil være urimelig å anta en reell nedgang i den relative andelen sosialhjelpsmottakere over observasjonsperioden. Dette blir bekreftet av SSB (2007) sin samlede oversikt i Figur 2.1.

Den gjennomsnittlige årlige mottakslengden for sosialhjelp er vist i Figur 5.2. Grafen viser at menn gjennomsnittlig har noe høyere mottakslengde enn kvinner. Menn som mottar sosialhjelp mottar denne gjennomsnittlig rett i overkant av 4,5 måneder, mens kvinner i

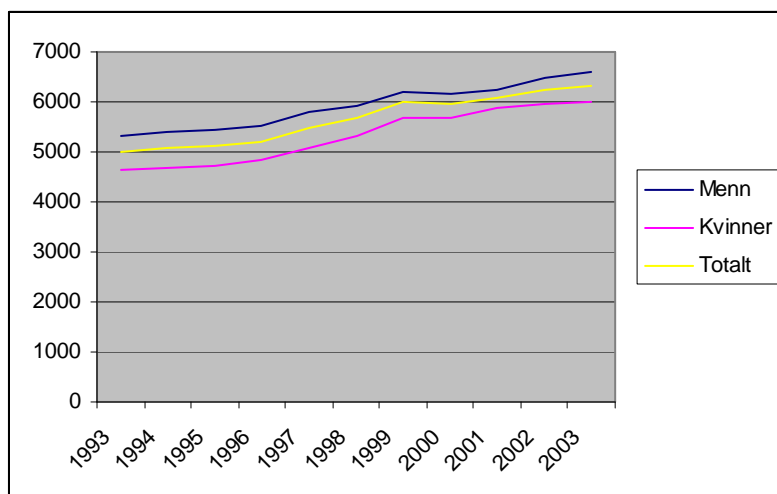
gjennomsnitt mottar sosialhjelp i 5,2 måneder. Forskjellen mellom menn og kvinner er mye større i 2003 enn i 1993, men samlet ser har ikke mottakslengden forandret seg i stor grad. I 1993 var gjennomsnittlig stønadslengden på 4,9 måneder, mens den i 2003 er sunket til 4,8 måneder.

Figur 5.2 Gjennomsnittlig årlig mottakslengde, målt i mnd.



Figur 5.3 viser gjennomsnittlig månedlige støtteutbetalinger i 2003 kroner. Jeg vil igjen her gjøre oppmerksom på at jeg følger den samme kohorten over hele observasjonsperioden. I observasjonsperioden er dette beløpet steget med over 1000 kroner og nesten 20 % fra 5011 til 6334. Også her har menn høyere verdier enn kvinner. Menn sine gjennomsnittlige månedlige utbetalinger ligger i 2003 på 5869 kroner, mens det tilsvarende beløpet for kvinner er på 5557 kroner.

Figur 5.3 Gjennomsnittlig månedlige støtteutbetalinger, NOK



Utvalgsdataene fra observasjonsperioden 1993 til 2003 tyder på at det ikke er store endringer i lengden sosialhjelpsmottakerne mottar sosialhjelp. Samtidig viser tidsperioden til en utvikling der det er blitt færre mottakere, som mottar langt høyere gjennomsnittlige støtteutbetalinger enn tidligere. En kan spørre seg hvorfor støttenivået har steget såpass mye som det har gjort innenfor den undersøkte perioden. I det følgende vil jeg gjøre rede for tre mulige årsaker til at denne tendensen kommer frem i data.

1. Panelstrukturen; vi får ikke inn nye tilfeller av unge kohorter.

Som nevnt består et paneldatasett av et visst utvalg individer, n , som følges over tidsperioden t . Det er de samme individene som blir fulgt i hele tidsperioden, og utvalget vil derfor kun være representativt for befolkningen i 1993. Etter hvert som tiden går vil individene bli eldre, og utvalget vil derfor i 2003 inneha relativt flere eldre enn i 1993. I 2003 vil det yngste individet i utvalget være 37 år. Spesielle egenskaper som ungdomsgruppen måtte inneha kan derfor gå tapt senere i analyseperioden, og de eldre sine egenskaper vil bli relativt overrepresentert. En kan tenke seg at relativt færre eldre enn yngre er sosialhjelpsmottakere og at eldre i snitt får utbetalt høyere stønader når de først er sosialhjelpsmottakere.

2. Mer sjenerøse stønadsutbetalinger fra kommunene.

Kommunene er blitt mer sjenerøse og utbetaler mer sosialhjelp i 2003 enn for de samme tilfellene i 1993. Dette kan være et resultat av reformer i sosialhjelpstjenesten, signaler fra departementet, eller en kollektiv endring i vurderingspraksisene i kommunene i retning av mer sjenerøse utbetalinger. Endringen i kommunenes vurderingspraksis kan ses i sammenheng med en generelt bedre kommuneøkonomi.

3. Vanskeligere forhold for de som er sosialhjelpsmottakere.

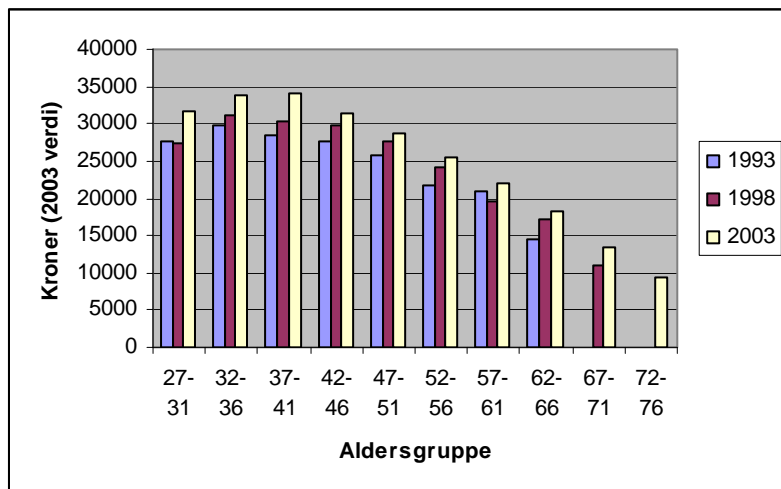
De høye stønadsutbetalingene kan også forklares av at de som går på sosialhjelp har fått det vanskeligere. Samfunnsmessige og makroøkonomiske forhold kan ha gjort at tilfeller med samme alvorlighetsgrad som tidligere får mer alvorlige følger senere i observasjonsperioden. Det at det er blitt færre sosialhjelpsmottakere i den samme perioden kan imidlertid tyde på at de som er vanskeligst stilt i Norge heller har fått det lettere enn vanskeligere. At de som likevel mottar sosialhjelp har alvorligere tilfeller enn tidligere er fremdeles mulig, men kanskje ikke like sannsynlig.

Det er altså tre mulige årsaker som kan gjøre seg gjeldende for å forklare utviklingen i sosialhjelpsstøtten. Det er mulig å få en pekepinn på i hvilken grad paneleffekten har en betydning for utviklingen i sosialhjelpsutbetalingen. For å gjøre dette er det relevant å se på hvordan utbetalingene utvikler seg for ulike aldersgrupper i utvalget. Om det er slik at de samlede utbetalingene øker når individene blir eldre kan dette bety at det er panelstrukturen i datasettet som forklarer de økte utbetalingene i slutten av observasjonsperioden.

Det er ikke tilgjengelig data om eksakt fødselsår i data som jeg har fått tilgang på. I stedet grupperer utvalget individene i kohortsgrupper på fem år fra 1926- 1931, 1932- 1936, 1937- 1942 osv. Sett bort i fra de to første aldersgruppene er det mulig å undersøke gjennomsnittlig utbetalt sosialhjelp til hver aldersgruppe tre ganger. For eksempel, for 27-31- åringene ser jeg på kohortene født mellom 1962- 1966 i 1993 og sammenligner denne med to andre verdier; gjennomsnittlig utbetalt til kohorten 1967- 71 i 1998 og gjennomsnittlig utbetalt til kohorten 1972- 1976 i 2003. Alle kohortsgruppene har på disse ulike tidspunktene den samme aldersfordelingen, 27 til 31 år. Det er dessverre ikke noen garanti for mengdefordelingen av 27-31- åringene innad i kohortene. For eksempel kan kohortene som undersøkes i 1993, de som er født mellom 1962 og 1966, ha en betydelig overvekt av 27- åringene. Kohortene de blir sammenlignet med i 1998 kan på den andre siden ha en overvekt av 31 åringene. Analyse av

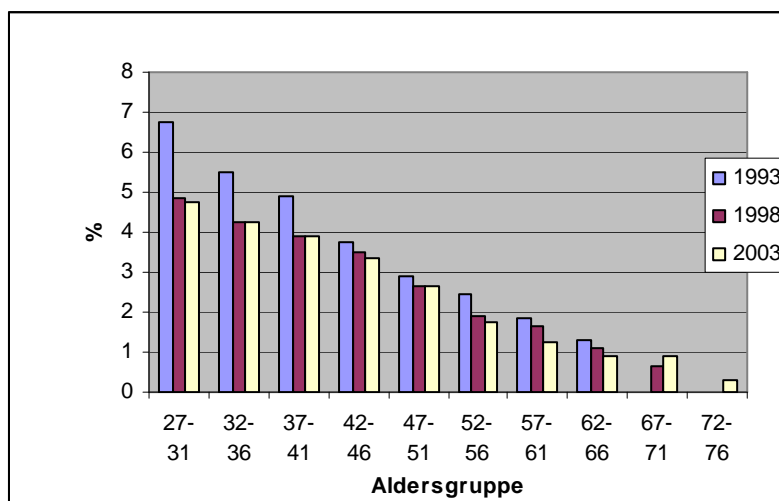
ulike kohortverdiene kan likevel gi en pekepinn på om det har funnet sted betydelige endringer rundt utbetalingene av sosialhjelp.

Figur 5.4 Gjennomsnittlige årlige sosialhjelpsutbetalinger



Figur 5.4 viser at de høyeste sosialhjelpsutbetalingene finner sted til mottakere i aldersgruppen 32- 41 år. Dette er et resultat som gjør seg gjeldende for alle de tre kontrollårene 1993, 1998 og 2003. At det er i disse årene sosialhjelpsutbetalingene er høyest kan virke rimelig om en tenker på forsørgerbyrden mange har i denne perioden av livet.

Figur 5.4 viser videre at alle de gjennomsnittlige sosialhjelpsutbetalingene til individ eldre enn 62 år ligger under mottaket til aldersgruppen 27- 31 år. En grunn til dette er at en stor del av sosialhjelpsmottakerne får innvilget alderspensjon når de blir eldre. Samtidig som vi mister den yngste aldersgruppen ettersom tiden går, vil flere eldre trekke ned sosialhjelpsutbetalingene fordi de gjennomsnittlig får mindre i støtte enn det de unge får. Når panelstrukturen med tiden øker alderen i utvalget vil dette da trekke ned de gjennomsnittlige utbetalingene. Det kan likevel hende at flere eldre blant sosialhjelpsmottakerne gjør at de samlede sosialhjelpsutbetalingene blir større. Dette hvis de eldre er så mange flere i antall enn de unge at de oppveier at de gjennomsnittlig får utbetalt mindre i støtte. Figur 5.5 viser det relative antallet mottakere etter aldersgrupper. Dette er gitt som antallet sosialhjelpsmottakere i hver kohort delt på det totale antallet individ i denne kohorten.

Figur 5.5 Relativt antall sosialhjelpsmottakere etter aldersgrupper, målt i %

Det kommer frem i figur 5.5. at jo eldre individene er desto lavere er andelen av sosialhjelpsmottakere i utvalget. Dette tyder på at flere eldre i datasettet heller vil trekke i retning av lavere samlede stønadsutbetalinger. Figuren gir også en mulig forklaring på at det relative antallet sosialhjelpsmottakere har sunket i løpet av perioden (Figur 5.1). Relativt flere eldre kan tyde på relativt færre sosialhjelpsmottakere.

Sosialhjelpsutbetalingene har i årene fra 1993 til 2003 steget med nesten 20 %. For alle aldersgruppene ligger den gjennomsnittlige utbetalte 2003 verdien høyere enn 1993 verdien (Figur 5.4). Figur 5.4 viser videre at eldre i snitt mottar mindre i utbetalinger enn unge, mens Figur 5.5 viser at det er færre sosialhjelpsmottakere i de eldre kohortene enn i de yngre. På dette grunnlaget kan det derfor virke rimelig å anta at det ikke er panelstrukturen i datasettet som er årsaken til de stigende sosialhjelpsutbetalingene i observasjonsperioden, men at forklaringen finnes andre steder. Samfunnsmessige eller makroøkonomiske forhold kan ha gjort det vanskeligere for sosialhjelpsmottakerne senere i perioden, men færre sosialhjelpsmottakere i slutten av perioden kan tyde på at dette ikke har virket inn. En utvikling over observasjonsperioden i retning av mer sjenerøse stønadsutbetalinger vil på dette grunnlaget ikke være urimelig å anta.

5.2.2 Forklaringsvariabler

I analysen skal sannsynligheten for å motta sosialhjelp estimeres ved hjelp av to modeller, der den ene er statisk, mens den andre tar høyde for dynamikk. Den dynamiske modellen vil inneholde en lagget endogen variabel som forklaringsvariabel. Utover dette vil de to modellene inneholde de samme forklaringsvariablene. I det følgende vil disse forklaringsvariablene bli presentert sammen med en del relevant statistikk. Endringer i verdiene i statistikken over årene kan skyldes at individene er blitt eldre eller også endrede forhold i ulike tidsperioder. Det er viktig å ikke glemme dette når en ser på deskriptiv statistikk fra paneldata. Antakelser om fortegnene til de ulike forklaringsvariablene som blir gjort under presentasjonen av forklaringsvariablene baserer seg på økonomisk teori og tidligere forskning.

Utdanning:

Utdanning vil som regel gi større karrieremuligheter, og muligheter for å få stillinger med et høyere lønnsnivå. I tillegg vil høyere utdanning gjøre individets arbeidssituasjon sikrere. I nedgangstider er det som oftest den ufaglærte arbeidskraften som må gå først siden denne er lettest å erstatte. Den faglærte arbeidskraften har i tillegg ofte opparbeidet seg bedriftsspesifikk ”know-how” som det kan være uheldig for bedriftens konkurransesituasjon å gi slipp på.

Utdanningsnivåene i analysen bygger på Norsk standard for utdanningsgruppering (NUS) og er delt inn i tre hovedkategorier; obligatorisk utdanning, mellomutdanning og universitets og høyskoleutdanning. Mellomutdanning innebærer Den obligatoriske utdanningen vil i analysen fungere som en referansekategori for de to dummyvariablene *mellomutdanning* og *høyere utdanning*. Referansekategori obligatorisk utdanning innbefatter alle som har fulgt den obligatoriske grunnskoleutdanningen.¹⁷ Mellomutdanning innbefatter utdanning på videregående skolenivå, mens høyere utdanning innbefatter all høyere utdanning fra grunnfag/ bachelor til doktorgrad/ PhD.

¹⁷ Utdanningsreformen ”Reform 97” førte til at den obligatoriske grunnskoleutdannelsen ble forlenget fra ni til ti år. Begge de ulike skolesystemene vil høre inn under referansekategori obligatorisk utdanning.

Tabell 5.1 gir en oversikt over forskjeller i utdanningsnivået mellom sosialhjelpsmottakere og resten av befolkningen. Det kommer her frem at det er en langt større andel av sosialhjelpsmottakerne som ikke har høy utdanning enn det som er tilfellet i resten av befolkningen. Rundt 5 % av sosialhjelpsmottakerne har høyere utdanning, mens det tilsvarende tallet for resten av befolkningen er i overkant av 20 %.

Tabell 5.1 Utdanning for sosialhjelpsmottakere og ikke- sosialhjelpsmottakere, (alle tall i prosent)

	Sosialhjelpsmottakere			Ikke sosialhjelpsmottakere		
	1993	1998	2003	1993	1998	2003
Oblig. utd	36.46	32.33	24.39	23.75	20.36	17.52
Videregående	55.96	59.88	68.83	54.33	55.23	55.21
Høy utd.	5.08	5.56	6.1	21.01	23.82	26.76

Gift:

Sivil status virker inn på sosialhjelpsstatus i den grad at det er familiens samlede inntektssituasjon som legges til grunn for utmåling av stønad. Hvis et par er gift foreligger det gjensidig forsørgelsesplikt. Det følger av dette at det å være gift vil kunne ha en negativ effekt på sannsynligheten for mottak av sosialhjelp.¹⁸ Det å være gift påvirker videre individets økonomi gjennom stordriftsfordeler i husholdningen. Husleie og strømutfgifter er eksempler på områder der samboende som regel har store kostnadsbesparelser sett i forhold til enslige. Samboerskap ville sann sett vært en bedre variabel for å fange opp denne effekten, men informasjon om samboerskap i datasettet begrenser seg kun til samboende med felles barn.

Barn under 18 år:

Det å ha barn vil som regel føre til økte levekostnader for en familie. Barnetrygden tar sikte på å virke omfordelende mellom familier med og uten barn for å opprettholde fødselsrater og demografisk stabilitet. Det er imidlertid grunn til å tro at den reelle kostnaden ved å ha barn ligger høyere enn barnetrygdens satser.¹⁹ I tillegg til den direkte kostnadsøkningen i form av høyere utgifter er det også rimelig å kunne tenke seg en indirekte inntektsreduksjon ved det å ha barn. Flere barn kan føre til lavere prioritering av jobb og karriere hos en eller begge

¹⁸ Samboere har etter Rundskriv IS-6/2004 og Rundskriv IS-17/2005 - "Tildeling og utmåling av økonomisk stønad til samboere" ikke plikt til å forsørge hverandre.

¹⁹ I en nylig utgitt studie ved Statens Institutt for forbruksforskning (SIFO) ble det regnet ut at et barn koster 1,4 millioner kroner frem til 18-årsdagen (Brusdal og Frønes, 2008).

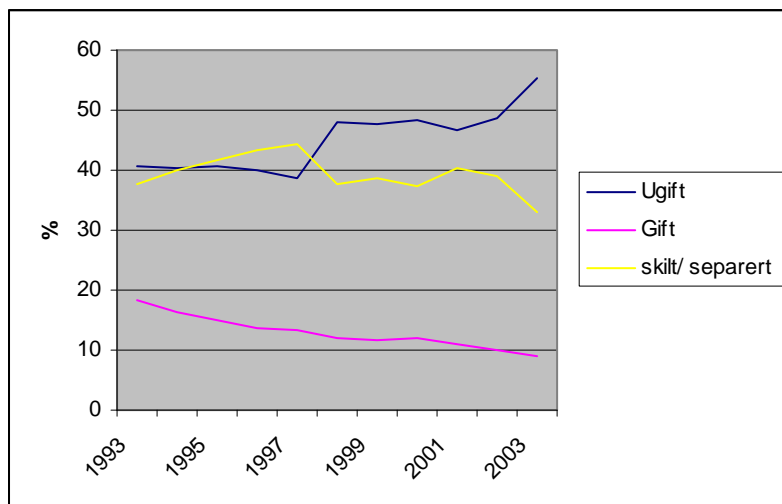
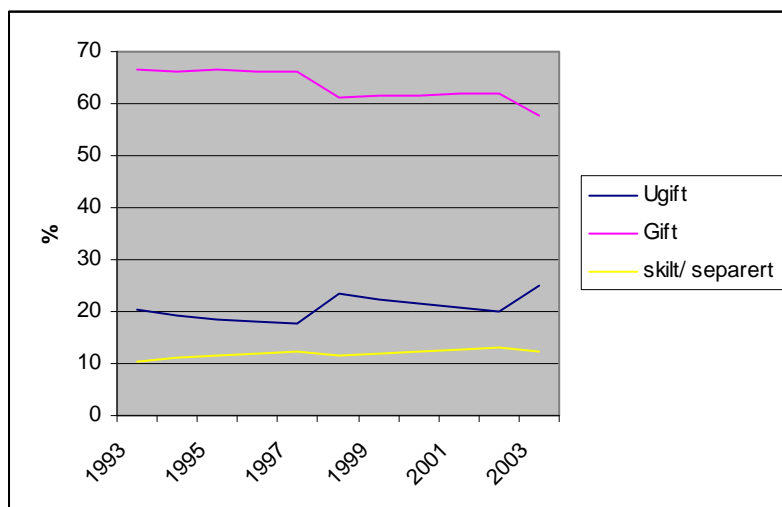
foreldre, noe som kan gi lavere inntekt i familien. På vil derfor kunne øke sannsynligheten for å motta sosialhjelp.

*Gift*barn* er en interaksjonsvariabel som er konstruert for å undersøke eventuelle forskjeller i effekten av å ha barn hvis en er gift versus om en ikke er gift. Barn utenfor parforhold kan ofte være en tung økonomisk belastning. I litteraturen beskrives det å være aleneforelder som en av vår tids nye økonomiske risiker (Leisering og Leibfried: 1999)

I Figur 5.6 og 5.7 sammenlignes den sivile statusen til sosialhjelpsmottakerne med den sivile statusen i resten av befolkningen. Forskjellene mellom de i utvalget som er sosialhjelpsmottakere og de som ikke har mottatt sosialhjelp er store;

Figur 5.6 viser at en svært stor del av sosialhjelpsmottakerne er ugifte/ single. Den blå linjen viser at andelen ugifte ligger på omtrent 40 % til 60 % av sosialhjelpsmottakerne. Andelen skilte er også høy og ligger i de fleste årene mellom 30 % og 40 %. De gifte sosialhjelpsmottakerne utgjør mellom 10 % og 20 %.

Figur 5.7 viser et annet bilde for ikke- mottakerne. Her er det 20 % som er ugift, og andelen skilte ligger i underkant av 10 %, mens andelen gifte ligger mellom 60 % og 70 %. Det er altså et tydelig mønster i at de som mottar sosialhjelp er langt mindre etablerte enn resten av befolkningen.

Figur 5.6 Sivil status; sosialhjelpsmottakerne**Figur 5.7** Sivil status; ikke mottakere

Et videre utvalg familieinformasjon fra datasettet er gjengitt i tabell 5.2 der verdien for mottakere versus ikke mottakere er gjengitt for årene 1993, 1998 og 2003. Verdiene her bekrefter det bildet som allerede er kommet frem av sosialhjelpsmottakeren som ugift. For kategoriene ektepar u/ barn og ektepar m/ barn har sosialhjelpsmottakerne lavere verdier enn ikke- sosialhjelpsmottakerne. For kategorien samboere m/ barn er det imidlertid omtrent like mange sosialhjelpsmottakere som ikke- sosialhjelpsmottakere. Antallet personer i familien bekrefter også bildet av sosialhjelpsmottakeren som en som i stor grad lever alene. Rundt

50% av sosialhjelpsmottakerne er enslige uten barn, mens det tilsvarende tallet for ikke mottakerne ligger rundt 20 %. For de gjenværende gruppene, med 2- 4 eller flere har sosialhjelpsmottakerne lavere verdier enn ikke- sosialhjelpsmottakerne. Når det gjelder antall barn under 18 år er det ikke veldig store forskjeller mellom sosialhjelpsmottakere og den resterende befolkningen. I 1993 hadde 63 % av sosialhjelpsmottakerne ingen barn under 18 år, mens det tilsvarende tallet for befolkningen totalt var 56 %. Av sosialhjelpsmottakerne var det videre 15 % som hadde ett barn, i befolkningen totalt er dette tallet 18 %. For de andre gruppene (2 barn eller flere) er det kun et par prosentpoeng som skiller sosialhjelpsmottakerne fra ikke- mottakerne, men vi observerer at sosialhjelpsmottakerne i de fleste tilfellene har noen færre barn.

Tabell 5.2 Familietype, antall personer i familien og barn under 18 år

	Sosialhjelpsmottakere			Ikke sosialhjelpsmottakere		
	1993	1998	2003	1993	1998	2003
Familietype						
Ektepar u/ barn	3.18	2.62	1.91	16.91	20.41	23.17
Ektepar m/ barn	17.57	11.56	10.14	51.09	43.03	36.35
Samboere m/ barn	6.17	5.47	5.34	4.64	6.28	6.92
Antall pers. i familien						
1	46.4	56.09	58.23	19.38	22.41	25.56
2	16.61	15.95	15.93	22.2	25.5	28.43
3	17.25	14.41	12.42	21.08	19.96	17.57
4+	19.73	13.55	13.41	37.34	32.13	28.44
Barn under 18						
0	63.40	69.95	70.73	56.58	61.13	64.68
1	15.21	13.79	12.73	17.58	15.54	13.63
2	14.13	9.94	10.67	18.3	6.04	14.73
3+	7.26	6.33	5.87	7.54	7.35	6.94

Inntekt > 100 000:

Fast arbeid vil i de fleste tilfeller være avgjørende for et individs økonomiske situasjon. I utgangspunktet ville jeg spesifisere sosialhjelpsmodellene med en forklaringsvariabel for arbeid for å undersøke hvilken innvirkning dette hadde på sannsynligheten for sosialhjelp. Dessverre var det ingen gode variabler for arbeid tilgjengelig i datasettet. Inntekt var et forhold som ellers kunne vært satt til å være en numerisk variabel i modellen, men for å fange opp de som er i arbeid valgte jeg å heller å lage en dummy med en grense på 100 000 kroner i årlig inntekt (2003 verdi). Ved inntekt høyere enn denne verdien vil dummyen ta verdien 1. Denne dummyen kan jeg da bruke til å si noe om hvordan arbeid påvirker sannsynligheten for sosialhjelp. Å sette en grense på 100 000 var en avveining; en for lav grense ville føre til at flere trygdede ble fanget opp i dummyen. På den andre siden, hvis grensen ble satt for høyt ville flere deltidsarbeider ikke bli fanget opp. Siden variabelen min for arbeid ikke er et perfekt mål valgte jeg å kalle den for inntekt > 100 000. Likevel vil jeg kunne tolke den som et mål på, og omtale den som arbeid ved rapportering av estimeringsresultater.

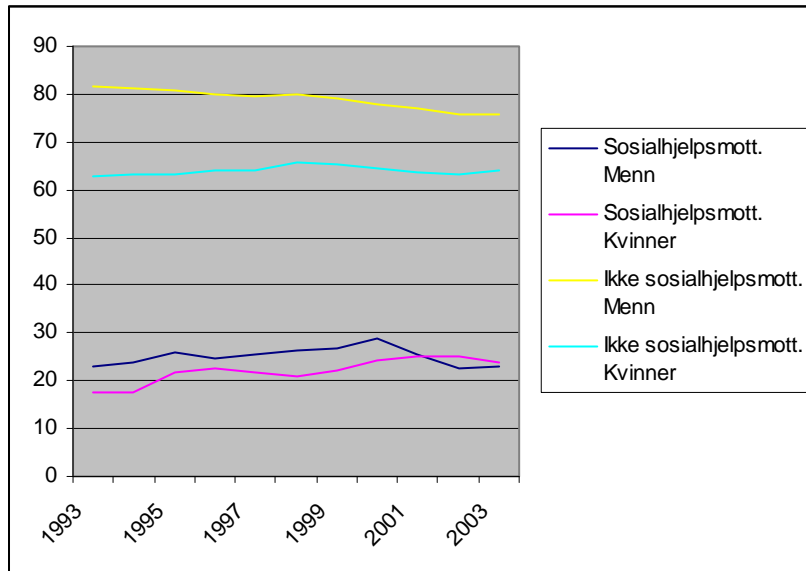
Det vil være å vente at det å ha en inntekt > 100 000, eller å være i arbeid, har en negativ innvirkning på sannsynligheten for mottak av sosialhjelp. Arbeidsledighetstrygd kan virke formildende på effektene av arbeidsstatus, men for å motta denne er det en rekke forutsetninger som må være oppfylt. For det første forutsetter arbeidsledighetstrygd aktiv arbeidssøking og at en er villig til å begynne i ethvert arbeid hvor som helst i landet. I tillegg stilles det krav om minsteinntekt fra tidligere arbeid.²⁰ Selv ved innvilget arbeidsledighetstrygd kan arbeidsledighet få store følger for individets økonomi da utbetalingene det opereres med som regel ligger under den arbeidsinntekten individene ellers ville mottatt. Dette kan utgjøre store forskjeller for individer som i utgangspunktet har en privatøkonomi med knappe marginer.

Figur 5.8 viser at andelen av sosialhjelpsmottakere som er i som har en inntekt > 100 000 ligger på om lag 25 % for menn, mens andelen for kvinnelige sosialhjelpsmottakere er noe

²⁰ Dagpenger under arbeidsløshet forutsetter at en har tjent minst kr 105 384 i siste avsluttede kalenderår (i fjor), eller minst kr 210 768 i løpet av de siste tre avsluttede kalenderårene (nav.no).

lavere. I resten av befolkningen er andelen med inntekt > 100 000 langt høyere. Verdiene ligger på rundt 80 % for menn og rundt 65 % for kvinner.

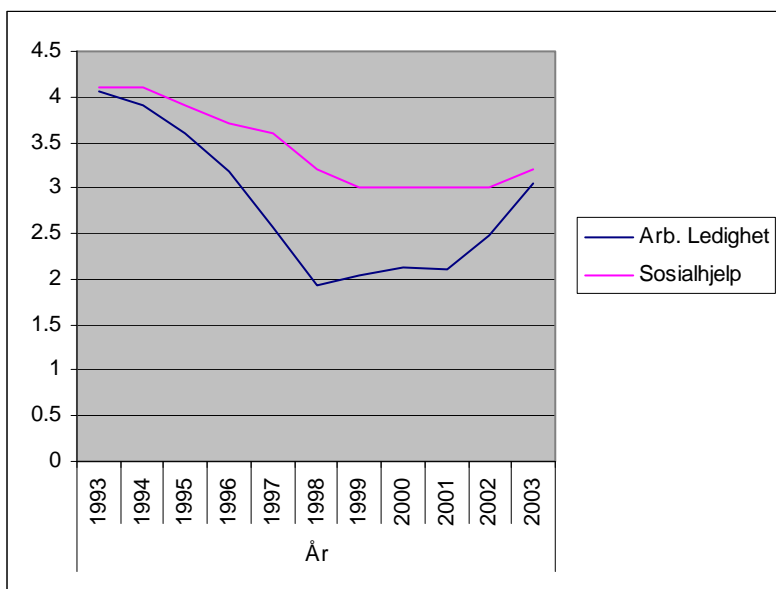
Figur 5.8 Andel med inntekt > 100 000, målt i prosent



Arbeidsledighet:

Tilstanden på arbeidsmarkedet vil bli kontrollert for ved å inkludere det gjennomsnittlige årlige arbeidsledighetsnivået i de ulike fylkene. Høyt arbeidsledighetsnivå vil kunne være en indikator på at det er vanskelig å finne seg arbeid. Figur 5.9 viser utviklingen i prosentvis arbeidsledighet samt det prosentvise antall sosialhjelpsmottakere i den norske befolkningen fra 1993 til 2003 (SSB 2007). Det er en tydelig likhet i utviklingen i de to grafene, og det kan også se ut som om det kan være en forsinket utvikling i sosialhjelpskurven sammenlignet med utviklingen i arbeidsledighetskurven. Dette tyder på en nær sammenheng mellom de to forholdene.

Figur 5.9 Arbeidsledighet og sosialhjelpsmottakere i Norge; 1993- 2003

*Utdanningsslutt:*

Heltidsstudenter som nettopp er ferdig med utdanning vil ikke motta arbeidsledighetstrygd grunnet den omtalte forutsetningen om minsteinntekt fra tidligere arbeid. Disse individene vil også ofte befinne seg i en etableringsfase og ha høye studielån. I likhet med det å bli aleneforelder er overgangen som finner sted mellom utdanning og arbeidsliv regnet som spesielt risikofull med tanke på evnen til å være selvhjulpent økonomisk (Leisering og Leibfried: 1999). I analysen blir innvirkningen av dette undersøkt med en dummyvariabel som tar verdien 1 hvis individet har avsluttet utdanning inneværende år.

Tettbygd strøk:

Innvirkningen av bosted på sannsynlighet for å motta sosialhjelp er ikke entydig. Å bo i tettbygde strøk er ofte forbundet med et høyere utgiftsnivå enn tilfellet er i mer spredte strøk.²¹ Eksempelvis ligger kvadraterprisene for boliger langt høyere i de større norske byene enn hva den gjør i utkantstrøk. Dette gjør at en ofte vil være avhengig av en høyere inntekt for å kunne bo i byer.

En kan også tenke seg at det er forskjell i oppfølgingen av sosialklienter og individ som er i faresonen for sosialhjelpsmottak. I mindre samfunn kan en tenke seg at det vil være større gjennomslagskraft og lettere å fange opp individer som faller utenfor og er i risikosonen for mottak av sosialhjelp. Et kommunalt hjelpeapparat med færre saker på bordet vil kanskje også ha større motivasjon for å finne klienttilpassede løsninger enn det som er tilfellet i tettbygde strøk. På den andre siden kan en tenke seg at apparatet i byene kan ha større erfaring i å hjelpe forskjellige typer potensielle sosialklienter. Tettbygde strøk vil også kunne tilby et bredere spekter av forskjellige typer arbeidsplasser, noe som kan være en fordel hvis individets situasjon er avhengig av en spesiell tilrettelegging for å kunne fungere i arbeidslivet.

I FD- Trygd registreres en hussamling som tettsted hvis det bor minst 200 personer der og avstanden mellom husene ikke overstiger 50 meter. Andelen av sosialhjelpsmottakerne som over observasjonsperioden bor tett ligger mellom 75 % og 80 %. Dette er omtrent 5 % høyere enn i den resten av befolkningen.

5.2.3 Dynamikk

For å få en første enkel oversikt over hvilken grad av dynamikk det vil være rimelig å forvente i sosialhjelpsmottak er det mulig å undersøke såkalte overgangsmatriser. Med hjelp av disse matrisene ser en på hvordan en bestemt status forandrer seg fra en periode til den neste basert på de individuelle observasjonene i datasett. Her blir det sett på hvor mange av de som gikk på sosialhjelp i periode $t-1$ som vil fortsette på sosialhjelp i periode t . Overgangsmatriser kan kalkuleres år for år eller samlet der alle årene blir sett på under ett. I figur 5.13 blir den enkle samlede overgangsmatrisen for sosialhjelpsmottak for kvinner og menn fremstilt. Det kommer her frem at for en kvinne som ikke gikk på sosialhjelp i periode $t-1$ vil det være 99,04 % sannsynlighet for at hun heller ikke går på sosialhjelp i periode t . Det er 0,96 % sannsynlig for at hun går fra en status som ikke mottaker til en status som mottaker. For en kvinne som mottok sosialhjelp i periode $t-1$ vil det være 40,35 % sannsynlighet for at hun slutter på sosialhjelp, mens det er en sannsynlighet for at hun blir værende på stønad på 59,65 %. Tabellen for menn kan tolkes på samme måten. Det kommer frem at menn har noe større sannsynlighet for å fortsette som mottakere enn det kvinner har. Hvis en mann mottok sosialhjelp i $t-1$ vil det være 65,20% sannsynlighet for at han fortsetter som mottaker, mens sannsynligheten for at han blir værende på sosialhjelp er 34,80%.

Tabell 5.3 Overgangsmatriser for sosialhjelp

Kvinner

	Sosialhjelp t	Ikke Sosialhjelp t
Sosialhjelp $t-1$	59.65	40.35
Ikke Sosialhjelp $t-1$	0.96	99.04

Menn

	Sosialhjelp t	Ikke Sosialhjelp t
Sosialhjelp $t-1$	65.20	34.80
Ikke Sosialhjelp $t-1$	0.93	99.07

Overgangsmatriser skiller ikke ut heterogeniteten og gjør derfor ikke noe skille mellom strukturell og spuriøs tilstandsavhengighet. For å gjøre dette må det tas i bruk paneldatanalyse.

6 Økonometriske resultater

Et sentralt ønske i denne analysen har vært å undersøke bestemmelsesfaktorer for sosialhjelp, med en spesiell vekt på dynamiske sammenhenger. I dette kapitlet presenteres regresjonsresultater fra den statiske og den dynamiske sosialhjelpsmodellen, der den dynamiske modellen skiller seg fra den statiske ved inkludering av laggete avhengige variabler. Beskrivelse av metode for estimering og en presentasjon av de ulike estimatorene ble gitt i kapittel 4. Forklaringsvariablene til sosialhjelpsmodellen ble utdypet i kapittel 5.

Resultater fra de statiske undersøkelsene blir presentert i delkapittel 6.1, før resultatene fra den dynamiske analysen blir presentert i avsnitt 6.2. For den statiske modellen blir logit FE, probit RE, første- differanse- transformasjon og lineær fasteffekt rapportert. For den dynamiske modellen blir første- differanse, lineær fast- effekt og Arellano- Bond estimatoren rapportert. Ut over dette har jeg også estimert den statiske sosialhjelpsmodellen med sammenslåtte tverrsnittsdata. Dette er blitt gjort for å få et sammenligningsgrunnlag til den øvrige estimeringen. Siden det ikke vil være uavhengighet mellom de ulike observasjonene vil sammenslåtte tverrsnittsdata medføre svekket inferens. Likevel skal estimatorene være forventningsrette så lenge det ikke er endogenitet i modellen. Resultatene fra denne estimeringen står rapportert i appendikset, men vil bli referert til i tilfeller der dette vurderes å være relevant.

6.1 Statisk analyse

Siden estimeringsmetoden som er blitt benyttet for å estimere dynamikk samtidig transformerer vekk alle tidskonstante uavhengige variabler, er det for analysen blitt tatt utgangspunkt i en statisk sosialhjelpsmodell. På denne måten er det mulig å få et bilde av hvordan de tidskonstante forklaringsvariablene virker inn på sannsynligheten for å motta sosialhjelp. Denne modellen vil deretter bygges ut for å ta høyde for dynamikk.

Den statiske sosialhjelpsmodellen som estimeres er som følger;

$$\begin{aligned} \text{Sosialhjelp}_{it} = & \beta_0 + \beta_1 \text{Mellomutdanning}_{it} + \beta_2 \text{Høy utdanning}_{it} + \beta_3 \text{Arbeid}_{it} + \beta_4 \text{Gift}_{it} \\ & + \beta_5 \text{Barn}_{it} + \beta_6 \text{Gift} * \text{barn}_{it} + \beta_7 \text{Avsluttet utdanning}_{it} + \beta_8 \text{Arbeidsledighet}_{it} + \beta_9 \text{Tettbygd} \\ & \text{strøk}_{it} + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (6.1)$$

Forklaringsvariablene står nærmere forklart i kapittel 5.2.2. I tillegg til disse forklaringsvariablene er det for å kontrollere for heterogenitet inkludert dummyvariabler for år, hvilken kohort individene er født i, samt hvilket fylke individene er bosatt i. Det er grunn til å tro at det er betydelige forskjeller i hvordan kvinner og menn tilpasser seg på områder som omhandler familie og arbeidsliv. Dette kom også frem i en del av de dataene som ble presentert i det deskriptive kapittelet. Menn og kvinner vil derfor estimeres hver for seg.

I tabell 6.1 rapporteres koeffisienter for logit fast- effekt, probit tilfeldig- effekt, første-differanse og lineær fast- effekt. Logit og probit estimatorene har ikke konstante margineffekter og koeffisientene som oppgis må derfor ikke tolkes som dette. For de ikke-lineære estimatorene er det blitt beregnet margineffekter, slik disse er gitt, når hver forklaringsvariabel er representert ved sin gjennomsnittsverdi.²² Disse vil stå i kolonnen til høyre for koeffisientene merket med "marginal". Standardfeilene vil stå rapportert under koeffisientene i en parentes og stjernene som står til høyre for standardfeilene viser til hvilket nivå koeffisienten er signifikant. En stjerne vil si at esimatet er signifikant på 10 % nivå. To stjerner viser til signifikans på 5 % nivå, mens tre stjerner viser til signifikans på 1 % nivå. Dummyvariablene for kohortsgruppe, fylke og de ulike årsummyene blir ikke rapportert, men det er gjort en separat F- test for hver regresjon for å teste den samlede signifikansen til dummyvariablene. Denne kan antas signifikant så lenge annet ikke blir oppgitt. En F- test for den samlede signifikansen til interaksjonen $\beta_5 \text{Gift}_{it} + \beta_6 \text{Barn}_{it} + \beta_7 \text{Gift} * \text{barn}_{it}$ er rapportert nederst i regresjonsutskriften.

²² Margineffekten kan uttrykkes som $ME_j = f(X\beta) \cdot \beta_j$. Det blir kommet frem til margineffektene i gjennomsnittet av forklaringsvariablene ved å multiplisere koeffisienten med $f(\bar{X}\beta)$. \square

Tolking av resultater

Noe av det første som kan legges merke til med resultatene som rapporteres i Tabell 6.1 er at det er ulikheter med hensyn til fortegn og signifikans mellom estimatene for fast- effekt og den lineære sannsynlighetsmodellen som står rapportert i appendikset. Dette betyr at det antagelig er et problem med endogenitet som følger av utelatt individuell heterogenitet i modellen. Tidligere er evner og motivasjon nevnt som eksempler på individuelle egenskaper som har en innvirkning på hvorvidt et individ begynner på sosialhjelp eller ikke. Disse egenskapene vil være utelatt fra sosialhjelpsmodellen (6.1) fordi det ikke er noen enkel måte å måle disse egenskapene på. Samtidig er det stor sannsynlighet for at disse egenskapene vil være korrelert med flere av forklaringsvariablene i modellen, som utdanning og arbeid. Et endogenitetsproblem i sosialhjelpsmodellen må tas med i betraktningen når en vurderer resultatene fra probit RE estimatoren som ikke tar høyde for dette problemet. Samtidig er probit RE estimatoren den som har de mest signifikante resultatene. Første- differanse- transformasjonen og fast- effekt- estimatoren er ekstra følsomme overfor lav variasjon over tid hos individet. Det er derfor langt færre signifikante resultater for disse estimatorene enn det som er tilfellet for probit RE.

Fra kapittel fem ble det forventet å finne en negativ sammenheng mellom utdanningsnivå og sannsynligheten for å begynne på sosialhjelp. Dette på grunn av at høyere utdanningsnivå vil gi muligheter for høyere en høyere lønn og sikrere arbeidssituasjon. Utdanning er en typisk variabel som har lite variasjon, det blir derfor få signifikante resultater for flere av estimatorene. For de estimatorene der de to utdanningsdummyene *mellomutdanning* og *høyere utdanning* er signifikante viser de en negativ sammenheng mellom utdanning og sosialhjelp. Probit RE, FE for kvinner, samt FD høyere utdanning for kvinner og logit høyere utdanning for kvinner viser alle negative og signifikante koeffisientestimat. Estimaten viser videre en sterkere negativ effekt av høyere utdanning enn det de gjør for mellomutdanning. For FE kvinner gir variabelen *mellomutdanning* en redusert sannsynlighet for sosialhjelp på 2, 0 %, mens *høyere utdanning* gir en redusert sannsynlighet for sosialhjelp på 2, 5 %. Dette kan tyde på en sammenheng der mer utdanning betyr lavere sannsynligheten for å motta sosialhjelp. Funnene stemmer også over ens med estimatene for de sammenslåtte tverrsnittsdataene (se Appendiks for tabell). Av disse resultatene ser vi at de med høyere utdanning har en negativ effekt på mottak av sosialhjelp som er to til tre ganger sterkere enn for de med mellomutdanning. Dette gjelder for alle estimatorene. Det kan virke som om

kjønn ikke har en veldig stor betydning for innvirkingen av utdanning. Både i panelanalysen og for de sammenslåtte tverrsnittsdatabe er det små forskjeller i koeffisientestimaterne for menn og kvinner.

Tabell 6.1 Statisk analyse

	FD (robust)		FE (robust)		Logit, FE				Probit, RE			
	Menn	Kvinner	Menn	Kvinner	Menn	Marginal	Kvinner	Marginal	Menn	Marginal	Kvinner	Marginal
Mellomutd	0.002 (0.007)	-0.014 (0.008)	-0.007 (0.006)	-0.020 (0.007)***	0.091 (0.174)	0.017 (0.033)	-0.125 (0.165)	-0.028 (0.036)	-0.459 (0.045)***	-0.00003 (0.000)***	-0.473 (0.044)***	-0.00004 (0.000)***
Høyere utd	-0.005 (0.008)	-0.020 (0.008)**	0.001 (0.006)	-0.025 (0.007)***	0.111 (0.403)	0.021 (0.078)	-0.611 (0.295)*	-0.122 (0.053)**	-1.454 (0.075)***	-0.00005 (0.000)***	-1.438 (0.073)***	-0.00006 (0.000)***
Gift	0.000 (0.003)	0.010 (0.003)***	-0.010 (0.002)***	-0.011 (0.002)***	-0.889 (0.135)***	-0.141 (0.038)***	-0.931 (0.130)***	-0.183 (0.039)***	-1.204 (0.054)***	-0.00025 (0.000)***	-1.307 (0.051)***	-0.00042 (0.000)***
Barnu18	0.002 (0.001)	-0.003 (0.002)	0.000 (0.001)	0.001 (0.001)	-0.017 (0.044)	-0.003 (0.008)	-0.104 (0.042)*	-0.023 (0.009)**	-0.060 (0.020)***	0.00000 (0.000)**	0.015 (0.018)	0.00000 (0.000)
Gift*barn	-0.004 (0.002)	0.004 (0.003)	-0.002 (0.002)	-0.008 (0.002)***	0.241 (0.162)	0.046 (0.033)	0.232 (0.150)	0.053 (0.035)	0.317 (0.069)***	0.00002 (0.000)***	0.135 (0.061)*	0.00001 (0.000)*
Innt. > 100 000	-0.032 (0.002)***	-0.021 (0.002)***	-0.044 (0.002)***	-0.029 (0.002)***	-1.322 (0.055)***	-0.234 (0.049)***	-1.201 (0.059)***	-0.249 (0.039)***	-1.307 (0.028)***	-0.00062 (0.000)	-1.040 (0.028)***	-0.00022 (0.000)***
Arbeidsledighet	0.001 (0.001)	0.001 (0.001)	0.002 (0.001)	0.003 (0.001)***	0.111 (0.066)	0.020 (0.015)	0.146 (0.067)**	0.032 (0.018)	0.068 (0.034)*	0.00000 (0.000)	0.074 (0.034)*	0.00001 (0.000)*
Avsluttet utd.	0.010 (0.004)***	0.001 (0.003)	0.010 (0.005)*	0.008 (0.004)*	0.184 (0.152)	0.035 (0.031)	0.171 (0.122)*	0.039 (0.029)	0.187 (0.081)**	0.00001 (0.000)	0.238 (0.067)	0.00003 (0.000)*
Tettbygd strøk	-0.003 (0.003)	0.005 (0.004)	0.000 (0.003)	0.006 (0.003)*	-0.046 (0.076)	-0.008 (0.014)	0.173 (0.078)*	0.038 (0.018)*	0.063 (0.034)	0.00000 (0.000)	0.108 (0.035)***	0.00001 (0.000)***
Tidsdummyer	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja
Kohortsdummyer	Nei	Nei	Nei	Nei	Nei	Nei	Nei	Nei	Ja	Ja	Ja	Ja
Fylkesdummyer	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja
Observasjoner	204578	203651	228573	227071	18495		18800		228573		227071	
Individ			22992	22507	1864		1869		22992		22507	
Parametre	36	37	37	37	37		37		45		45	
R ² Innen			0.01	0.01								
Mellom			0.08	0.04								
I alt	0.00	0.00	0.05	0.02								
F- Stat/ chi ²	6.84	5.96	13.48	13.26	1125.99		1191.53		4047.63		3695.78	
P	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00		0.00		0.00		0.00	
Interaksjon: F-stat/ chi ²	1.14	17.35	9.76	17.35	64.74		105.30		799.43		1335.83	
P	0.33	0.00	0.00	0.00	0.00		0.00		0.00		0.00	

antagelig er et problem med endogenitet som følger av utelatt individuell heterogenitet i modellen. Tidligere er evner og motivasjon nevnt som eksempler på individuelle egenskaper som har en innvirkning på hvorvidt et individ begynner på sosialhjelp eller ikke. Disse egenskapene vil være utelatt fra sosialhjelpsmodellen (6.1) fordi det ikke er noen enkel måte å måle disse egenskapene på. Samtidig er det stor sannsynlighet for at disse egenskapene vil være korrelert med flere av forklaringsvariablene i modellen, som utdanning og arbeid. Et endogenitetsproblem i sosialhjelpsmodellen må tas med i betraktningen når en vurderer resultatene fra probit RE estimatoren som ikke tar høyde for dette problemet. Samtidig er probit RE estimatoren den som har de mest signifikante resultatene. Første- differanse- transformasjonen og fast- effekt- estimatoren er ekstra følsomme overfor lav variasjon over tid hos individet. Det er derfor langt færre signifikante resultater for disse estimatorene enn det som er tilfellet for probit RE.

Fra kapittel fem ble det forventet å finne en negativ sammenheng mellom utdanningsnivå og sannsynligheten for å begynne på sosialhjelp. Dette på grunn av at høyere utdanningsnivå vil gi muligheter for høyere en høyere lønn og sikrere arbeidssituasjon. Utdanning er en typisk variabel som har lite variasjon, det blir derfor få signifikante resultater for flere av estimatorene. For de estimatorene der de to utdanningsdummyene *mellomutdanning* og *høyere utdanning* er signifikante viser de en negativ sammenheng mellom utdanning og sosialhjelp. Probit RE, FE for kvinner, samt FD høyere utdanning for kvinner og logit høyere utdanning for kvinner viser alle negative og signifikante koeffisientestimat. Estimaten viser videre en sterkere negativ effekt av høyere utdanning enn det de gjør for mellomutdanning. For FE kvinner gir variabelen *mellomutdanning* en redusert sannsynlighet for sosialhjelp på 2, 0 %, mens *høyere utdanning* gir en redusert sannsynlighet for sosialhjelp på 2, 5 %. Dette kan tyde på en sammenheng der mer utdanning betyr lavere sannsynligheten for å motta sosialhjelp. Funnene stemmer også over ens med estimatene for de sammenslåtte tverrsnittsdataene (se Appendix for tabell). Av disse resultatene ser vi at de med høyere utdanning har en negativ effekt på mottak av sosialhjelp som er to til tre ganger sterkere enn for de med mellomutdanning. Dette gjelder for alle estimatorene. Det kan virke som om kjønn ikke har en veldig stor betydning for innvirkningen av utdanning. Både i panelanalysen og for de sammenslåtte tverrsnittsdataene er det små forskjeller i koeffisientestimatene for menn og kvinner.

I kapittel 5 ble det ventet en negativ effekt på sannsynligheten for å motta sosialhjelp om en er *gift*. Det kom også frem at andelen sosialhjelpsmottakere som er gift er langt lavere enn i befolkningen for øvrig. Ved estimering ble det å være gift funnet å ha en negativ effekt for alle estimatorene i analysen med unntak av for FD. Resultatene kan dermed tyde på at stordriftsfordeler i husholdningen og større økonomisk sikkerhet i forbindelse med ekteskap kan ha en effekt på individets evne til å være selvhjulpen. For alle estimatorene er den negative effekten større for kvinner enn hva den er for menn. En forklaring på dette kan være at kvinner fremdeles i større grad enn menn er hjemmeværende eller arbeider deltid. Om en ikke har egen inntekt eller denne er svært lav, vil betydningen av delte utgifter eller en ektefelle med høy inntekt være viktigere med tanke på å være selvhjulpen.

Barn vil som regel medføre økte utgifter for en familie, og det vil ikke være urimelig å forvente en økt sannsynlighet for sosialhjelp ved flere barn. Fra den deskriptive delen i kapittel fem kom det likevel frem at det ikke er veldig store forskjeller mellom sosialhjelpsmottakere og ikke- mottakere når det kommer til det å ha barn. I estimeringen av den statiske modellen gir effekten av å ha barn svært få målbare resultater. Unntakene er for logit fasteffekt for kvinner og probit RE for menn, der det å ha barn blir funnet å gi en lavere sannsynlighet for sosialhjelp. I de sammenslåtte tverrsnittsdataene ble det funnet en positiv effekt på sannsynligheten for å motta sosialhjelp dersom kvinner har barn. Dette gjelder for alle estimatorene, mens resultatet for menn viser til en negativ effekt i sannsynligheten for sosialhjelp. Effekten av barn er med andre ord tvetydig, og samlet er det derfor vanskelig å si noe sikkert om innvirkningen av å ha barn på sannsynligheten for sosialhjelp.

For å finne ut hvordan det å ha barn endrer seg med sivil status ble det inkludert en interaksjonsdummy. I utgangspunktet ble det forventet at om en var gift ville ikke barnevariabelen være like negativ på sannsynligheten for å motta sosialhjelp. Dette ble knyttet opp til at det å være aleneforelder er blitt regnet som å være en stor økonomisk risiko. Ved estimering gir *gift*barn* variabelen positive og signifikante resultater for probit estimatene for menn og kvinner, mens den gir en negativ effekt i fast- effekt- modellen for kvinner. I utgangspunktet kunne en forventet at om en var gift ville ikke barnevariabelen være like negativ på sannsynligheten for å motta sosialhjelp. Denne sammenhengen blir imidlertid ikke funnet. Probit RE estimatoren er den eneste estimatoren som finner signifikante resultater både for gift og giftbarn- variabelen. Det blir her funnet at menn har en lavere sannsynlighet for sosialhjelp om en har barn, men siden *gift*barn* estimatet er positivt vil ikke

denne effekten være like stor om en samtidig er gift. I denne forbindelse er det viktig å huske på at det med stor sannsynlighet er et endogenitetsproblem i probit RE modellen, noe som kan gi inkonsistente estimater. På bakgrunn av dette er det ikke enkelt å si noe om forskjellen i effekten av å ha barn om en samtidig er gift.

Alle estimatorene viser negative effekter på sannsynligheten for sosialhjelp om en har en inntekt som er høyere enn 100 000. Dette understreker det nære forholdet mellom det å være i arbeid og muligheten for å begynne på sosialhjelp. For menn estimert med logit fast effekt synker sannsynligheten for å gå på sosialhjelp med 23,4 % ved å være i arbeid. Førstedifferanse og fast-effekt gir negative effekter på rundt 3 % lavere sannsynlighet for sosialhjelp ved å være i arbeid. Videre kan det trekkes frem at med unntak av logitestimatene har det å være i arbeid en sterkere negativ effekt på sannsynligheten for sosialhjelp for menn enn for kvinner. Disse resultatene vil i likhet med funnet for giftbarnvariabelen bekrefte et tradisjonelt kjønnsrollemønster i familien.

I det deskriptive kapittelet kunne det se ut som om det er en sammenheng mellom utviklingen i arbeidsledighet og mottak av sosialhjelp der høy arbeidsledighet blir fulgt av flere sosialhjelpsmottakere (figur 5.9). At arbeidsledigheten har en betydning for sannsynligheten for at en begynner på sosialhjelp blir også funnet ved estimering. *Arbeidledighetsvariabelen* måler det fylkesvise arbeidsledighetsnivået i prosent og får positive estimater for de estimatorene der den er signifikant; fast-effekt for kvinner, logit fast-effekt for kvinner og probit RE for kvinner og menn. For probit RE estimatoren, som er den eneste estimatoren som gir målbare estimat for både menn og kvinner, blir det funnet at arbeidsledigheten har noe større betydning for kvinner enn hva den har for menn. Dette er et resultat som også blir funnet igjen i de sammenslåtte tverrsnittsdataene.

Dummyvariabelen *utdanningslutt* måler effekten av å ha avsluttet utdanningen innenfor det siste kalenderåret. Bakgrunnen for inkluderingen av variabelen er at overgangen mellom utdanning og arbeid er blitt beskrevet som spesielt vanskelig med tanke på det å være økonomisk selvhjulp (Leisering og Leibfried: 1999). Resultatene fra estimering av den statiske modellen viser til positive estimater for alle de signifikante estimatene. De lineære estimatorene estimerer her en økt sannsynlighet for sosialhjelp på om lag 1 % om en nettopp har avsluttet utdanningen. At det å nettopp ha avsluttet utdanningen kan ha en positiv effekt på sannsynligheten for sosialhjelp blir også bekreftet av de lineære tverrsnittsdataene. Her

viser samtlige estimatorer til positive signifikante resultater. Resultatene kan altså tyde på at det å være i overgangen mellom utdanning og arbeid innebærer en økt risiko med tanke på å være økonomisk selvhjulpen.

For å undersøke forholdet mellom det å bo i tettbygde strøk og å bo spredt ble variabelen *tettbygd strøk* inkludert i regresjonen. I utgangspunktet eksisterte det ingen entydig tolkning av effekten av å bo tett på sosialhjelpsstatus. På den ene siden kunne det tenkes at det å bo i tettbygde strøk gir større tilgang på varierte jobber, noe som ville betydd at det å finne seg arbeid var enklere. Samtidig er, som tidligere nevnt, utgiftsnivået høyere i tettbygde strøk enn om en bor i spredte strøk. Dette taler for at det å bo tett fører til en positiv innvirkning på sannsynligheten for sosialhjelp. I den deskriptive delen kom det frem at det er litt vanligere for sosialhjelpsmottakere å bo i tettbygde strøk enn det hva tilfellet er for resten av befolkningen. Ved estimering blir det funnet at det å bo i tettbygde strøk kun har en signifikant målbar effekt for kvinner. Dette gjelder for tre av estimatorene; logif FE, probit RE, og lineær fast- effekt. De andre estimatorene gir ingen målbar effekt av det å bo i tettbygde strøk. I de sammenslåtte tverrsnittsdataene blir det funnet en positiv målbar effekt av å bo i tettbygde strøk også for menn

Oppsummert gir estimering av den statiske sosialhjelpsmodellen mange av de resultatene jeg forventet på forhånd. Utdanning og det å være gift blir funnet å ha negative effekter på sannsynligheten for å begynne på sosialhjelp. For det å være gift ble det funnet et skille mellom kvinner og menn der kvinnene hadde en større negativ effekt på sannsynligheten for sosialhjelp enn det menn har. En negativ effekt blir også funnet av å ha en inntekt over 100 000. For denne variabelen finner jeg et tydelig skille mellom estimatene for menn og kvinner, der effekten er størst for menn. Utover dette viser både arbeidsledighetsprosenten og det å nettopp være ferdig med utdanning positive effekter på sannsynligheten for å motta sosialhjelp. Denne sammenhengen ble også funnet for variabelen som viser til om individene bor i tettbygde strøk eller ikke. De resultatene som er mer uventet er resultatene fra variablene *barn* og interaksjonen *gift*barn*. På forhånd ville jeg forventet en positiv effekt av barn på sannsynligheten for sosialhjelp og en negativ effekt av *gift*barn*. Isteden ble det å ha barn funnet å ha en negativ effekt på sannsynligheten for sosialhjelp, mens *gift*barn*- variabelen ikke hadde noen entydig effekt. Avslutningsvis er det viktig å huske på at det ikke er blitt foretatt noen test for autokorrelasjon for sosialhjelpsmodellen. Siden ingen av estimatorene som brukes her løser autokorrelasjonsproblemet som kommer av feilspesifisert funksjonsform

kan dette bety usikkerhet rundt hypotesetestingen til koeffisientene. I det neste delkapittelet vil det bli foretatt en test for autokorrelasjon av den dynamiske sosialhjelpsmodellen. Denne testen vil også gi svar på om det kan være et problem med autokorrelasjon i den statiske modellen

6.2 Dynamisk analyse

Et sentralt mål i denne analysen har vært å undersøke dynamikken i sosialhjelp og se i hvilken grad denne kan spores tilbake til en strukturell tilstandsavhengighet. Spørsmålet som ønskes belyst er om det å gå på sosialhjelp i seg selv fører til en økt sannsynlighet for fremtidig stønadsmottak. Den metodiske fremgangsmåten for dynamisk estimering ble gjennomgått i kapittel 4. For å ta høyde for dynamikk blir det i den statiske sosialhjelpsmodellen inkludert en avhengig variabel som er lagget med ett år. Estimater av denne variabelen vil være et mål på den strukturelle tilstandsavhengigheten. Modellen som estimeres blir slik;

$$\begin{aligned}
 \text{Sosialhjelp}_{it} = & \beta_0 + \beta_1 \text{Sosialhjelp}_{it-1} + \beta_2 \text{Mellomutdanning}_{it} + \beta_3 \text{Høy utdanning}_{it} + \\
 & \beta_4 \text{Arbeid}_{it} + \beta_5 \text{Gift}_{it} + \beta_6 \text{Barn}_{it} + \beta_7 \text{Gift*barn}_{it} + \beta_8 \text{Avsluttet utdanning}_{it} \\
 & + \beta_9 \text{Arbeidsledighet}_{it} + \beta_{10} \text{Tettbygd strøk}_{it} + \varepsilon_{it}
 \end{aligned}
 \tag{5.2}$$

Som i den statiske modellen er det inkludert dummyvariabler som kontrollerer for år og hvilket fylke individene bor i. Siden informasjon om hvilken kohort individene er født i er tidskonstant og transformeres vekk for alle estimatorene som benyttes her er det ikke inkludert kohortsdummyer i denne modellen. De første kolonnene av tabell 6.2 rapporterer sosialhjelpsmodellen med ett endogent lag ved bruk av første- differanse og fast- effekt. Som beskrevet i kapittel fire vil inkludering av en lagget avhengig variabel føre til et endogenitetsproblem i modellen og som en løsning på dette problemet ble Arellano- Bond estimatoren foreslått. Denne estimatoren er rapportert i tabell 6.2 ved siden av FD og FE estimatorene. For Arellano- Bond er det rapportert to dynamiske modeller; en med en lagget avhengig variabel, og en med fire laggede avhengige variabler.

Tabell 6.2 Dynamisk analyse

	FD (1)		FE (1)		A.-Bond (1)		A.-Bond (4)	
	Menn	Kvinner	Menn	Kvinner	Menn	Kvinner	Menn	Kvinner
Sosialhjelp, t-1	-0.352 (0.008)***	-0.364 (0.008)***	0.207 (0.009)***	0.193 (0.009)***	0.331 (0.013)***	0.336 (0.012)***	0.394 (0.021)***	0.332 (0.018)***
Sosialhjelp, t-2							0.091 (0.013)***	0.104 (0.013)**
Sosialhjelp, t-3							0.039 (0.011)***	0.026 (0.010)***
Sosialhjelp, t-4							0.034 (0.010)***	0.032 (0.009)***
Mellomutd.	0.004 (0.007)	-0.005 (0.007)	-0.003 (0.005)	-0.013 (0.007)*	0.003 (0.008)	0.001 (0.009)	0.002 (0.010)	0.002 (0.010)
Høyere utd.	-0.003 (0.008)	-0.014 (0.007)*	-0.001 (0.006)	-0.015 (0.007)*	-0.008 (0.009)	-0.006 (0.009)	-0.011 (0.008)	-0.020 (0.012)
Gift	-0.004 (0.003)	-0.003 (0.003)	-0.007 (0.002)***	-0.004 (0.002)	0.003 (0.004)	0.020 (0.004)	0.001 (0.005)	0.020 (0.005)***
Barnu18	0.001 (0.001)	-0.001 (0.002)	0.001 (0.001)	0.001 (0.001)	0.005 (0.002)**	0.000 (0.002)	0.004 (0.003)	0.002 (0.003)
Gift*barn	-0.002 (0.002)	-0.002 (0.002)	-0.003 (0.002)	-0.005 (0.002)**	-0.006 (0.003)**	0.004 (0.003)	-0.007 (0.003)*	0.006 (0.004)
Innt. > 100 000	-0.029 (0.002)***	-0.020 (0.002)***	-0.036 (0.002)***	-0.023 (0.002)***	-0.029 (0.003)***	-0.019 (0.002)	-0.020 (0.004)***	-0.018 (0.003)***
Arbeidsledighet	0.006 (0.002)***	-0.001 (0.002)	0.004 (0.001)***	0.003 (0.001)*	0.004 (0.002)*	0.000 (0.002)	0.001 (0.002)	-0.001 (0.002)
Avsluttet utd.	0.012 (0.004)***	0.003 (0.003)	0.011 (0.005)**	0.006 (0.004)	0.011 (0.005)*	0.000 (0.004)	0.002 (0.006)*	0.002 (0.005)
Tettbygd strøk	0.001 (0.003)	0.008 (0.004)*	0.000 (0.002)	0.008 (0.003)***	-0.006 (0.004)	0.004 (0.005)	-0.008 (0.006)	0.000 (0.006)
Tidsdummyer	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja
Kohortsdummyer	Nei	Nei	Nei	Nei	Nei	Nei	Nei	Nei
Fylkesdummyer	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja
Observasjoner	181925	181380	205646	204617	181925	181380	114578	114986
Individ			22860	22436	22743	22359	22329	22065
Parametre	36	36	37	37	37	37	37	37
R ² Innen			0.05	0.05				
Mellom			0.77	0.67				
I alt	0.13	0.14	0.41	0.31				
F- Stat/ chi ²	61.04	52.15	23.65	20.76	829.67	909.76	455.73	454.17
P	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
Interaksjon: F-stat/ chi ²	1.38	1.71	7.28	4.13	7.03	28.10	4.86	22.05
P	0.25	0.16	0.00	0.01	0.07	0.00	0.18	0.00
Sargan: chi ²					171.43	185.41	43.68	60.47
Prob > chi ²					0.00	0.00	0.15	0.00
AR (1): z					-30.81	-30.36	-22.40	-22.95
Prob > z					0.00	0.00	0.00	0.00
AR (2): z					4.23	6.09	0.79	-1.67
Prob > z					0.00	0.00	0.43	0.09

*= signifikant på 10 % nivå., ** = signifikans på 5 % nivå, *** signifikant på 1 % nivå.

Resultatene fra FD viser til en negativ verdi på den laggede avhengig variabelen med - 35,2 % for menn og - 36,4 % for kvinner. FE estimatene er mer slik en intuitivt kunne forventet med en positiv strukturell tilstandsavhengighet på 21 % for menn og 19 % for kvinner. Begge disse estimatorene vil imidlertid kunne være forventningsskeive på grunn av endogenitet. I Arellano- Bond med ett endogent lag blir den strukturelle tilstandsavhengigheten estimert til å være 32,6 % for menn og 34 % for kvinner. Testene for autokorrelasjon og endogenitet avgjør om forutsetningene for estimatoren er oppfylt. For Arellano- Bond med én lagget avhengig variabel blir det funnet både første og andreordens autokorrelasjon i de differensierte feilleddene. I tillegg forkaster Sargantesten nullhypotesen om instrumentenes endogenitet med en p- verdi på null. Resultatene fra autokorrelasjonstesten har betydning, ikke bare for den dynamiske modellen (6.2), men også for den statiske (6.1). Siden spesifiseringen i disse modellene kun er forskjellig ved det endogene lagget vil det også være autokorrelasjon i den statiske modellen. Resultatene i delkapittel 6.1 må derfor kun tolkes med forbehold om usikker hypotesetesting. For å oppfylle modellforutsetningene for estimering med Arellano- Bond estimatoren ble det nevnt i kapittel fire at det er mulig å hente ut mer av dynamikken i feilleddet ved å inkludere ytterligere laggede avhengige variabler i modellen. Jeg prøver først en dynamisk sosialhjelpsmodell med to laggede avhengige variabler; $\beta_1 \text{Sosialhjelp}_{it-1} + \beta_2 \text{Sosialhjelp}_{it-2}$. Også i denne modellen blir det funnet andreordens autokorrelasjon i de differensierte feilleddene og endogene instrumenter. Det er altså fremdeles sterke dynamiske sammenhenger i avhengig variabel som ikke tas høyde for gjennom spesifikasjonen. Jeg tar videre utgangspunkt i en modell med tre laggede avhengige variabler, men heller ikke her er forutsetningene for estimatoren oppfylt. Ved inkludering av fire laggede avhengige variabler blir forutsetningene i modellen oppfylt for menn. Det blir her funnet tilstedeværelse av førsteordens autokorrelasjon, mens autokorrelasjon av andre orden blir forkastet. P- verdiene til Sargantesten er for menn og kvinner gitt ved henholdsvis 0,156 og 0,003. Det er altså fremdeles endogenitet i instrumentene for kvinner, men denne vil ikke være relatert til korrelasjonen i feilleddet. Siden instrumentene for kvinner er endogene vil det i første rekke være resultatene for menn det kan festes lit til fra denne modellen.

Den dynamiske modellen er preget av stor grad av insignifikans i koeffisientene. I modellen for menn med fire laggede avhengige variabler er det, bortsett fra de laggede variablene, kun signifikante estimat for to andre koeffisienter. Det blir funnet en negativ effekt av å ha en inntekt høyere enn 100 000, samt en positiv effekt av avsluttet utdanning. Noe av forklaringen

til den høye graden av insignifikans kan ligge i økt støy ved bruk av instrumenter. En annen årsak er at dynamisk estimering generelt vil kunne gi mer insignifikans ettersom et år av observasjonene forsvinner for hvert lag som estimeres. Dette kan forklare den høye graden av insignifikans også i de dynamiske estimatene for FD og FE. En bakside ved inkludering av ytterligere lag i modellen er derfor at estimatene samtidig svekkes. For menn har observasjonsmengden sunket fra 181 925 i sosialhjelpsmodellen med ett endogent lag til 114 578 i modellen med fire lag. De laggede avhengige variablene er imidlertid signifikante for alle modellene. For Arellano- Bond- estimatoren estimert med fire lag, er det dermed blitt funnet et mål på den strukturelle tilstandsavhengigheten i mottak av sosialhjelp. For menn vil sosialhjelp i periode $t-1$ øke sannsynligheten for sosialhjelp i denne perioden med 39,4 %. For kvinner er esimatet 33,2 %, men dette resultatet vil som nevnt vil som nevnt ikke modellforutsetningene være oppfylt. Også de tidligere laggene kan tyde på tilstedeværelse av en positiv strukturell tilstandsavhengighet. Om en mottok sosialhjelp i periode $t-2$ øker sannsynligheten for sosialhjelp for menn med 9,1 %. Mottak tre år tilbake gir en effekt på 3,9 % økt sannsynlighet, mens mottak fire år tilbake øker sannsynligheten for sosialhjelp med 3,4 %. Samlet blir det funnet at menn som har mottatt sosialhjelp de siste fire årene vil ha en økt sannsynligheten for sosialhjelp i periode t med 55,8 %.

I utgangspunktet kan kanskje funnene for den strukturelle tilstandsavhengigheten virke som veldig høye estimat, men relatert til den observerte varigheten i sosialhjelpsmottak er de kanskje likevel ikke så overraskende. I følge Statistisk Sentralbyrå (2007) er om lag 70 % av de som mottar sosialhjelp langtidsmottakere, mens de nye mottakerne hvert år kun utgjorde om lag 30 %. Et lignende resultat kom frem ved beregning av overgangsmatriser for dette datasettet. I tabell 5.11 kom det frem at om lag 65 % av kvinner som mottok sosialhjelp ett år ville fortsette som mottakere det neste året, mens det tilsvarende tallet for menn var 60 %. Det er altså en betydelig observert varighet i mottak av sosialhjelp som potensielt kan forklares ved hjelp av strukturell tilstandsavhengighet. Likevel kan funnene i denne analysen virke høye om en sammenligner med lignende studier. Andrén (2007) estimerer den strukturell tilstandsavhengigheten for svensker til å være 4,1 %, mens estimatet for innvandrere bosatt i Sverige blir funnet å være 12,1%. Også Cappellari og Jenkins (2008) fikk estimat for den strukturell tilstandsavhengighet som ligger betraktelig lavere enn det jeg har kommet frem til. Med paneldata fra Storbritannia fant de verdier som lå rundt 14 %. En forklaring på de store forskjellene mellom estimatene i denne analysen sammenlignet med disse studiene kan være ulikheter mellom land og stønadssystemer. Hansen, Loftstrom og Zhang (2006) fant forskjeller

i den strukturelle tilstandsavhengigheten mellom ulike provinser i Canada, og en sammenheng der provinsene med de mest sjenerøse velferdsutbetalingene også hadde den høyeste strukturelle tilstandsavhengigheten. Som nevnt i kapittel 2.2 blir Norge, sammen med de andre skandinaviske landene, ofte regnet som en av de mest sjenerøse velferdsstatene (Esping- Andersen: 1990). Med tanke på dette er det kanskje ikke så rart at jeg ser en høy strukturell tilstandsavhengighet i norske paneldata. En annen forklaring på de ulike estimatene for den strukturelle tilstandsavhengigheten kan være forskjeller mellom hva som blir regnet som sosialhjelp i de ulike landene, samt hvordan utformingen av andre velferdsstatlige ordninger virker inn på etterspørselen etter sosialhjelp. Dette var faktorer som i kapittel 2.2 ble nevnt til å vanskeliggjøre komparative analyser av sosialhjelp mellom land.

En annen, og kanskje like sannsynlig forklaring på de relativt store forskjellene mellom funn i denne analysen og de andre studiene kan relateres til økonometrisk metode. I de lineære sannsynlighetsmodellene vil marginaleffektene være konstante, mens marginaleffektene for de ikke- lineære estimatorene varierer med de uavhengige variablene. I den statiske sosialhjelpsanalysen kom det frem hvordan dette kan virke inn på estimatene som rapporteres. I den dynamiske analysen som er blitt foretatt her er det blitt brukt en lineær IV/ GMM tilnærming til å estimere den strukturelle tilstandsavhengigheten, mens de andre analysene har tatt i bruk mer avanserte ikke- lineære sannsynlighetsmaksimeringsmodeller. At mye av forskjellen mellom estimatene knytter seg til ulike estimeringsmetoder vil ikke være urimelig å anta.

Oppsummert illustrerer analysen i denne oppgaven flere av de mulighetene som ligger innenfor estimering med paneldata. En spesiell styrke er muligheten for å kontrollere for relevante utelatte variabler. Ved estimering av sosialhjelp vil med stor sannsynlighet variabler som evner, helse og motivasjon kunne være spuriøse årsaker som har en innvirkning på om et individ mottar sosialhjelp eller ikke, men som det er vanskelig å få kvantifiserbar informasjon om. I tilfeller der disse utelatte variablene er korrelert med andre sentrale forklaringsvariabler for sosialhjelp, som utdanning eller sivil status, vil dette kunne gi inkonsistente estimater. Estimering med paneldata gjør det mulig å transformere eller integrere ut effekten av den individuelle heterogeniteten og dermed få konsistente estimat for de variablene en har informasjon om og vil estimere effekten av. Dette har gjort at jeg i den statiske sosialhjelpsmodellen har kunnet estimere effekten av variabler som utdanning og sivil status på sannsynligheten for å motta sosialhjelp, selv uten tilgang på data for alle de andre forhold

som påvirker stønadsstatusen. Paneldata gir også gode muligheter for å estimere dynamiske forhold. Ved å kontrollere for alle observerbare og uobserverbare forhold har det i denne analysen derfor vært mulig å estimere den rene strukturelle effekten av tidligere mottatt sosialhjelp på fremtidig mottak i en dynamisk sosialhjelpsmodell. Likevel vil det være begrensninger med formen for analyse som er blitt foretatt her. For den statiske sosialhjelpsmodellen ga korrelasjon i de utelatte tidsvarierende forholdene usikkerhet rundt hypotesetesting og statistisk signifikans. Et annet forhold er at heterogeniteten ikke alltid behøver å være tidskonstant. Et sjokk i for eksempel individenes helsetilstand vil bli fanget opp i det tidsvarierende feilleddet og kan gi inkonsistente estimat som følger av korrelasjon mellom feilledd og forklaringsvariabler.

7 Avslutning

Oppgaven har undersøkt hvilke faktorer som bestemmer om individer begynner på sosialhjelp og hvorfor en stor del av disse fortsetter som langtidsmottakere. Data som er blitt brukt er hentet fra FD- Trygd og består av et representativt utvalg nordmenn fulgt i årene fra 1993 til 2003.

Først i analysen ble det estimert en statistisk modell for sannsynligheten for å begynne på sosialhjelp. Formålet med dette var å undersøke effekten på sannsynligheten for sosialhjelp for relevante variabler som det var tilgang på i datasettet. Den statistiske sosialhjelpsmodellen ble estimert med til sammen fire ulike estimatorene. To av disse var lineære; førstedifferanse og fasteffekt, mens de to andre var ikke- lineære; probit tilfeldig- effekt og logit fast- effekt. Som en sammenligning ble den statistiske sosialhjelpsmodellen også estimert på sammenslåtte tverrsnittsdata.

Estimeringen ga flere forventede resultater, men også noen som var mer overraskende. Utdanning ut over obligatoriske skolegang hadde en negativ effekt på sannsynligheten for å begynne på sosialhjelp. Effekten var større desto lengre utdanningen var. Ekteskap hadde også en negativ effekt på sannsynligheten for sosialhjelp. Den negative effekten var større for kvinner enn for menn. Resultatene kan altså tyde på at det å leve i et parforhold har større økonomisk betydning for kvinner. Dette resultatet tyder på at menn fremdeles i større grad enn kvinner har en forsørgerrolle i familien, og at det fremdeles er et tradisjonelt kjønnsrollemønster når det kommer til familieforhold. En slik oppfatning kan også forsterkes av resultatet for variabelen som så på effekten av å ha en inntekt større enn 100 000. Denne variabelen ble tatt med for å se på hvordan det å være i arbeid påvirker sannsynligheten for sosialhjelp. Siden menn med arbeidsstatus vil ha en sterkere negativ effekt på sannsynligheten for sosialhjelp vil dette estimeringsresultatet kunne tyde på at det å være i arbeid er viktigere for menn enn for kvinner med tanke på å være økonomisk selvhjulpen.

Det å nettopp være ferdig med utdanning økte også sannsynligheten for sosialhjelp. Leisering og Leibfried (1999) fremhever overgang mellom utdanning og arbeid som en kritisk livssituasjon når det kommer til det å være økonomisk selvhjulpen. Funnene i denne analysen bekrefter en slik sammenheng. En annen kritisk livssituasjon som er beskrevet av Leisering

og Leibfried (1999) er det å være aleneforelder. Analysen som er foretatt her støtter ikke opp om en slik antagelse. Analysen kan ikke si noe om forskjellen mellom det å være aleneforelder i forhold til det å ha barn i ekteskap.

Et sentralt tema innenfor fattigdomsforskningen er hvorvidt det eksisterer en såkalt "velferdsfelle" i stønadssystemet. Strukturell tilstandsavhengighet forklarer den sterke varigheten i mottak av sosialhjelp ved at tidligere mottatt sosialhjelp brukes som en forklaring på fremtidig mottak. Et alternativ til den strukturelle tilstandsavhengighet er at varigheten i stønadsmottak skyldes spuriøse forhold som er individuelt bestemt. Om en tidligere har vært tilbøyelig for mottak av sosialhjelp vil de samme egenskapene som bestemte denne tilbøyeligheten også kunne virke inn i senere perioder.

For å undersøke innvirkningen av den strukturelle tilstandsavhengigheten spesifiserte jeg en dynamisk sosialhjelpsmodell. Siden laggete avhengige sosialhjelpsvariabler inngikk som en del av forklaringsvariablene i denne modellen ble den estimert ved hjelp av en instrumentvariabel/ GMM tilnærming foreslått av Arellano- Bond (1991). Resultatene fra estimering av denne modellen kan tyde på at en stor del av varigheten i sosialhjelpsmottak skyldes strukturelle forhold. For menn ble mottatt sosialhjelp i fjor estimert til å øke sannsynligheten for sosialhjelp i år med 39,4 %. Også tidligere stønadsstatus hadde en positiv og signifikant effekt. Samlet ble det funnet at menn som mottok sosialhjelp de siste fire årene har en økt sannsynligheten for sosialhjelp med 55,8 %. For kvinner kunne dessverre ikke resultatene regnes som pålitelige siden modellforutsetningene for estimatoren i dette tilfellet ikke ble oppfylt.

Hvis det er slik at strukturell tilstandsavhengighet er en viktig faktor for å forklare sosialhjelpsmottak bør myndighetene begrense befolkningens introduksjon til stønadssystemet. Det viktigste blir dermed å se på hvilke bestemmelsesfaktorer som fører til sosialhjelp. Dette er gjort i den statiske delen av analysen i denne oppgaven. Fra myndighetenes side kan ulike former for arbeidsmarkedstiltak, for eksempel rettet mot gruppen som nylig har avsluttet en utdanning, være eksempler på tiltak som kan ha en positiv virkning. En annen type tiltak vil være innskrenkninger i støttesatsene eller andre tiltak som gjør det mindre attraktivt å være sosialhjelpsmottaker. Denne typen tiltak vil imidlertid redusere den økonomiske velferden til sosialhjelpsmottakerne, og det må derfor vurderes nøye

om dette er ønskelig. Det vil her være et spørsmål om ”målet helliggjør middelet”, og målet om redusert langtidsmottak av sosialhjelp må uansett vurderes opp mot andre mål i politikken.

For å få til en effektiv og etisk forsvarlig offentlig politikk er det derfor viktig ikke bare få klarhet i hvilken grad strukturelle forhold påvirker stønadsmottak, men også hvilke faktiske mekanismer som skaper den strukturelle tilstandsavhengigheten. Dette kan gjøre at en kan sette i gang mer målrettede tiltak, og dermed unngå noen av konsekvensene ved generelle begrensninger av inngang. Estimering av slike sammenhenger for sosialhjelp er i startgroppen med Andréén (2007) og Hansen, Loftstrøm og Zhang (2006) som gode utgangspunkt. Denne forskningen vil i fremtiden være viktig for at sosialhjelpen skal kunne fungere som det den er ment som - en midlertidig hjelp til selvforsørgelse.

Referanser

Adema, W. (2006), Social Assistance Policy Development and the Provision of a Decent Level of Income in Selected OECD Countries, OECD social, employment and migration working papers, nr. 38.

Andrén, T. (2007), The Persistence of Welfare Participation, IZA Discussion Papers, nr. 3100.

Arellano, M. og Bond, S. (1991) Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations, *Review of Economic Studies*, 58 (3), 277-297.

Bane, M. J. og Ellwood, D.T. (1994), *Welfare realities: From rhetoric to reform*, Cambridge: Harvard University Press.

Blank, R. M. (2002), Evaluating Welfare Reform in the United States, *Journal of Economic Literature*, 40 (4), 1105-1166.

Brusdal, R. og Frønes, I. (2008) *Små keisere - barn og forbruk i verdens rikeste land*, Oslo: Gyldendal Norsk Forlag AS.

Buttler, J. S. og Moffit, R. (1982), A Computationally Efficient Quadrature Procedure for the One-Factor Multinomial Probit Model, *Econometrica*, 50 (3), 761-764.

Cappellari, L. og Jenkins, S. P. (2008), [The Dynamics of Social Assistance Receipt: Measurement and Modelling Issues, with an Application to Britain](#), IZA Discussion Papers, nr. 3765.

Chamberlain, G. (1980), Analysis of Covariance with Qualitative Data, *The Review of Economic Studies*, 47 (1), 225-238.

- Dahl, E. og Lorentzen, T. (2003a), Dynamics of social assistance: the Norwegian experience in comparative perspective, *International Journal of social welfare*, 12 (4), 289-301.
- Dahl, E. og Lorentzen, T. (2003b), Explaining exit to work among social assistance recipients in Norway: heterogeneity or dependency?, *European Sociological Review*, 19 (5), 1-18.
- Dahl, E. og Lorentzen, T. (2006), A panel data study of income dynamics in Norwegian child families receiving social assistance benefits, *del av doktoravhandling, ikke publisert*.
- Esping-Andersen, G. (1990), *The Three Worlds of Welfare Capitalism*, Princeton University Press.
- Esping-Andersen, G. (1999) *Social Foundations of Postindustrial Economies*, Oxford: Oxford University Press.
- Flermoen, S., Brandtzæg, B.A., Lunder, T. E., Løyland, K., Møller, G. og Sannes, J. (2006), Fastsetting av satser, utmåling av økonomisk sosialhjelp og vilkårsbruk i sosialhelsetjenesten, *Telemarksforskning-Bø*, nr. 232.
- Greene, W. H. (2008) *Econometric Analysis*, 5. utg., Pearson Education.
- Hagen, K. og Lødemel, I. (2003) Fattigdom og sosial eksklusjon, kap. 8 i Kjølsvold, L. og Frønes, I. (red.) *Det norske samfunn*, Oslo: Gyldendal Akademisk.
- Hansen, H. T. (2008) The Dynamics of Social Assistance Reciprocity: Empirical Evidence from Norway, *European Sociological Review Advance Access*
- Hansen, J. og Lofstrom, M. (2003), Immigrant Assimilation and Welfare Participation: Do Immigrants Assimilate Into or Out of Welfare, *Journal of Human Resources*, 38 (1), 74-98.
- Hansen, J. og Lofstrom M. (2006), Immigrant-Native Differences in Welfare Participation: The Role of Entry and Exit Rates, *IZA Discussion Paper*, nr. 2261.

Hansen, J., Lofstrom, M., og Zhang, X. (2006), State Dependence in Canadian Welfare Participation, *IZA Discussion Paper*, nr. 2266.

Heckman, J. J. (1981), Heterogeneity and State Dependence, i Rosen, S. (red.) *Studies in Labor Markets*, University of Chicago Press, 91-139.

Heckman, J. J. og Borjas, G. (1980) Does Unemployment Cause Future Unemployment? Definitions, Questions and Answers from a Continuous Time Model of Heterogeneity and State Dependence, *Economica – London School of Economics and Political Science*, 47 (187), 247-283.

Judson, R. A. og Owen L. A. (1999), Estimating Dynamic Panel Data Models: A Guide for Macroeconomists, *Economics Letters*, 65 (1), 9-15.

Kalve, T. og Osmunddalen, Å. (1995) *Kombinert bruk av sosialhjelp og trygdeytelser*, Statistisk Sentralbyrå, rapport 1, Oslo – Kongsvinger.

Leisering, L. og Leibfried S. (1999). *Time and poverty in Western welfare States: United Germany in perspective*, New York: Cambridge University Press.

Rundskriv I-34/2001 fra Sosialdepartementet (nå: Arbeids- og inkluderingsdepartementet) og tilleggskriv A-16/2006 fra Arbeids- og Inkluderingsdepartementet
<http://www.regjeringen.no/nb/dep/aid/dok/rundskriv.html?id=1786> [Lest 28.11.08]

Rundskriv IS-6/2004 og Rundskriv IS-17/2005 fra Sosial- og Helsedirektoratet (nå: Helsedirektoratet). <http://www.shdir.no/publikasjoner/rundskriv> [Lest 28.11.08]

Statistisk Sentralbyrå (2008), Stadig færre får sosialhjelp, *Statistisk Sentralbyrå*, 17. juni.
<http://www.ssb.no/vis/emner/03/04/30/soshjelpk/main.html> [Lest: 30.11.08]

Sosialtjenesteloven. Lov om sosiale tjenester m.v- LOV-1991-12-13-81, publisert I Nr. 23
Ikrafttredelse I Nr. 23 (Følgende paragrafer er referert: §1-1, §5-1, § 5-2)
<http://www.lovdatab.no/all/nl-19911213-081.html> [Lest 28.11.08]

Stewart, M. B. (2007), The interrelated dynamics of unemployment and low pay, *Journal of Applied Econometrics*, 22 (3), 511-531.

Verbeek, M. (2002), *A Guide to modern Econometrics*, England: John Wiley & Sons Ltd.

White, H. (1980), A Heteroskedasticity-Consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroskedasticity, *Econometrica*, 48 (4), 817–838.

Wooldridge, J. M. (2002), *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*, Cambridge, MA: MIT Press.

Østerberg, D. (1990), Individets rettigheter og den sosiale organisasjon - Nordisk arbeidslivspolitik - hinder eller konkurransefortrinn, *AFI-Rapport*, 90 (8), 119-140.

Appendiks A

.

Tabell A. 1 Sammenslåtte tverrsnittsdata

	LS (robust)		Logit (robust)				Probit (robust)			
	Menn	Kvinner	Menn	Marginal	Kvinner	Marginal	Menn	Marginal	Kvinner	Marginal
Mellomutdanning	-0.013 (0.001)***	-0.012 (0.001)***	-0.400 (0.031)***	-0.003 (0.000)***	-0.471 (0.032)***	-0.003 (0.000)***	-0.215 (0.015)***	-0.004 (0.000)***	-0.241 (0.015)***	-0.004 (0.000)***
Høyere utdanning	-0.029 (0.001)***	-0.029 (0.001)***	-1.688 (0.061)***	-0.009 (0.000)***	-1.773 (0.067)***	-0.008 (0.000)***	-0.800 (0.028)***	-0.010 (0.000)***	-0.814 (0.029)***	-0.009 (0.000)***
Gift	-0.039 (0.001)***	-0.045 (0.001)***	-2.033 (0.061)***	-0.022 (0.001)***	-2.477 (0.062)***	-0.028 (0.001)***	-0.892 (0.025)***	-0.025 (0.001)***	-1.058 (0.025)***	-0.030 (0.001)***
Barnu18	-0.007 (0.001)***	0.008 (0.001)***	-0.147 (0.026)***	-0.001 (0.000)***	0.071 (0.017)***	0.000 (0.000)***	-0.051 (0.012)***	-0.001 (0.000)***	0.051 (0.008)***	0.001 (0.000)***
Giftbarn	0.007 (0.001)***	-0.026 (0.001)***	0.759 (0.080)***	0.007 (0.001)***	0.086 (0.079)	0.001 (0.001)	0.312 (0.034)***	0.007 (0.001)***	-0.048 (0.033)	-0.001 (0.001)
Innt.> 100 000	-0.129 (0.002)***	-0.066 (0.001)***	-2.736 (0.031)***	-0.053 (0.001)***	-2.166 (0.035)***	-0.022 (0.001)***	-1.326 (0.015)***	-0.070 (0.002)***	-0.995 (0.016)***	-0.027 (0.001)***
Arbeidsledighet	0.002 (0.001)***	0.003 (0.001)***	0.067 (0.048)	0.000 (0.000)	0.112 (0.048)**	0.001 (0.000)**	0.041 (0.023)	0.001 (0.000)***	0.050 (0.023)*	0.001 (0.000)**
Avsluttet utd.	0.017 (0.006)***	0.023 (0.004)***	0.299 (0.103)***	0.003 (0.001)**	0.503 (0.089)***	0.004 (0.001)***	0.168 (0.053)***	0.004 (0.001)***	0.270 (0.045)***	0.006 (0.001)***
Tettbygd strøk	0.009 (0.001)***	0.006 (0.001)***	0.237 (0.034)***	0.002 (0.000)***	0.249 (0.036)***	0.002 (0.000)***	0.111 (0.016)***	0.002 (0.000)***	0.099 (0.017)***	0.002 (0.000)***
Tidsdummyer	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja
Kohortsdummyer	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja
Fylkesdummyer	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja
Observasjoner	228573	227071	228573		227071		228573		227071	
Parametre	45	45	45		45		45		45	
R ²	0.11	0.08								
F- Stat/ chi ²	168.88	135.37	15548.69		11388.99		12789.64		9019.88	
P	0.00	0.00	0.00		0.00		0.00		0.00	
Interaksjon: F-stat/ chi ²	980.58	1400.63	1980.58		3803.41		2160.71		3950.78	
P	0.00	0.00	0.00		0.00		0.00		0.00	

* = signifikant på 10 % nivå, ** = signifikant på 5 % nivå, *** signifikant på 1 % nivå.