

# EN EMPIRISK ANALYSE AV SPRINGBRETTEFFEKTER I DET NORSKE ARBEIDSMARKEDET

*- Fungerer midlertidige stillinger som et springbrett til permanente stillinger?*

**av**

**Lars Skage Engebretsen og Jon Fredrik Landsverk Vassengen**

**Veileder: Professor Kjell Gunnar Salvanes**

Masterutredning i fordypningsområdet: Samfunnsøkonomi

**NORGES HANDELSHØYSKOLE**

Denne utredningen er gjennomført som et ledd i masterstudiet i økonomi og administrasjon ved Norges Handelshøyskole og godkjent som sådan. Godkjenningen innebærer ikke at høyskolen inntår for de metoder som er anvendt, de resultater som er fremkommet eller de konklusjoner som er trukket i arbeidet.

## FORORD

Denne utredningen er skrevet som et ledd av en mastergrad med fordypning i samfunnsøkonomi ved Norges Handelshøyskole. Arbeidet med utredningen har vært en meget givende og lærerik prosess.

Vi vil gjerne benytte anledningen til å takke veilederen vår, professor Kjell Gunnar Salvanes, for nyttige innspill og kommentarer underveis i prosessen. Vi vil også takke Norsk samfunnsvitenskapelig datatjeneste (NSD) for å ha gitt oss tilgang til dataene vi har benyttet oss av.<sup>1</sup> En spesiell takk til Anneli Solberg og Henrik Hylland Uhlving for konstruktive tilbakemeldinger. Til slutt retter vi en takk til alle andre som har kommet med innspill, oppmuntringer og tilbakemeldinger under det møysommelige arbeidet med denne utredningen – ingen nevnt, ingen glemt.

Bergen, 11. juni 2008

---

Lars Skage Engebretsen

---

Jon Fredrik Landsverk Vassengen

---

<sup>1</sup> De data som er benyttet i denne publikasjonen er hentet fra Arbeidskraftundersøkelsen (AKU). Data i anonymisert form er stilt til disposisjon gjennom Norsk samfunnsvitenskapelig datatjeneste (NSD). Innsamling og tilrettelegging av data ble opprinnelig utført av Statistisk sentralbyrå. Verken Statistisk sentralbyrå eller NSD er ansvarlig for analysen av dataene eller de tolkninger som er gjort her.

## **SAMMENDRAG**

Midlertidige stillinger blir ofte sett på som mindre bra enn permanente stillinger og er derfor gjerne sterkt regulert. Imidlertid vil det i mange tilfeller være enklere å bli ansatt midlertidig enn permanent. På den måten kan midlertidige stillinger bidra positivt og være en inngangsport, slik at utsatte grupper som ellers ikke hadde fått arbeid lettere kommer seg inn på arbeidsmarkedet. I denne masterutredningen ønsker vi å se nærmere på hvilken rolle midlertidig sysselsetting spiller på det norske arbeidsmarkedet.

I analysen benytter vi oss av kvartalsdata fra Statistisk sentralbyrå sin Arbeidskraftundersøkelse for perioden 1. kvartal 1996 til 4. kvartal 2005. Ved hjelp av en deskriptiv og økonometrisk analyse undersøker vi om det faktisk er slik at individer som tar midlertidige stillinger får en positiv effekt av dette i forhold til å oppnå en permanent stilling i en senere periode. Med andre ord undersøker vi om midlertidige stillinger kan fungere som et springbrett til permanente stillinger.

Vi finner at det å ta en midlertidig stilling i stedet for å være arbeidsledig gir klare fordeler med tanke på å oppnå en permanent stilling senere i yrkeskarrieren. Resultatene fra analysen viser at det å være midlertidig ansatt i stedet for arbeidsledig, gir 3 til 4 prosent høyere sannsynlighet for en permanent stilling allerede etter ett kvartal. Analysen viser at enkelte grupper har større nytte av midlertidige stillinger enn andre. Dette gjelder spesielt de med lav utdanning, eldre personer og menn. I tillegg finner vi at effekten av midlertidig sysselsetting øker når vi følger individene over en lengre periode.

# INNHOLDSFORTEGNELSE

FORORD .....	2
SAMMENDRAG .....	3
INNHOLDSFORTEGNELSE .....	4
LISTE OVER TABELLER .....	5
LISTE OVER FIGURER .....	6
1. INTRODUKSJON .....	7
1.1 Formål og avgrensning .....	7
1.2 Motivasjon .....	8
1.3 Arbeidskraftundersøkelsen (AKU) .....	10
1.4 Begrepsavklaring .....	11
1.5 Institusjonelle forhold .....	11
2. MIDLERTIDIG SYSSELSETTING .....	13
2.1 Omfang .....	13
2.2 Historisk utvikling .....	15
2.3 Internasjonal sammenligning .....	18
3. LITTERATURGJENNOMGANG .....	19
3.1 Presentasjon av tidligere studier .....	19
4. STRØMNINGSMÅL – EN DESKRIPTIV ANALYSE .....	21
4.1 Arbeidskraftundersøkelsen (AKU) som datagrunnlag .....	22
4.2 Usikkerhet i utvalget .....	24
4.3 Strømningsratene – en teoretisk tilnærming .....	25
4.4 Strømningsratene – retning og størrelse .....	26
4.5 Strømningsratene – historisk utvikling .....	33
4.6 Delkonklusjon .....	36
5. ØKONOMETRISK ANALYSE .....	37
5.1 Datasettet og utvalget .....	37
5.1.1 Forklaringsvariablene .....	39
5.2 Lineære sannsynlighetsmodeller (LPM) .....	42
5.2.1 Utvidelse av tidsdimensjonen .....	48
5.2.2 Robusthetsanalyse – LPM .....	56
5.3 Ikke-lineære sannsynlighetsmodeller .....	60
5.3.1 Pooled probit og Random effect probit .....	62
5.3.2 Heckman og Wooldridge .....	64
5.4 Sammenstilling av modellene .....	72
7. AVSLUTTENDE MOMENTER .....	74
REFERANSELISTE .....	75
VEDLEGG .....	79
VEDLEGG 1: ARBEIDSMILJØLOVEN § 14.9 OG TJENESTEMANNNSLOVEN § 3.2 .....	79
VEDLEGG 2: OLS-ESTIMATOREN .....	81
VEDLEGG 3: BESKRIVELSE AV LPM .....	82
VEDLEGG 4: BESKRIVELSE AV PROBIT .....	83
VEDLEGG 5: MAXIMUM LIKELIHOOD ESTIMATOREN (MLE) .....	84

## LISTE OVER TABELLER

---

<i>Tabell 2.1</i>	<i>Midlertidige ansatte etter næring (2008)</i>
<i>Tabell 2.2</i>	<i>Utvikling i midlertidig sysselsetting (1996-2008)</i>
<i>Tabell 2.3</i>	<i>Midlertidig sysselsetting i utvalgte OECD-land</i>
<i>Tabell 4.1</i>	<i>Utvalgsstørrelse (antall spurte)</i>
<i>Tabell 4.2</i>	<i>Aggregerte strømningsrater mellom påfølgende kvartaler</i>
<i>Tabell 4.3</i>	<i>Aggregerte strømningsrater etter fire kvartaler</i>
<i>Tabell 4.4</i>	<i>Aggregerte strømningsrater etter syv kvartaler</i>
<i>Tabell 4.5</i>	<i>Aggregerte strømningsrater til permanent kontrakt i periode <math>t</math></i>
<i>Tabell 5.1</i>	<i>Deskriptive statistikk av modifisert utvalg</i>
<i>Tabell 5.2</i>	<i>Sannsynligheten for permanent kontrakt mellom påfølgende kvartaler(LPM)</i>
<i>Tabell 5.3</i>	<i>Sannsynligheten for permanent kontrakt etter to kvartaler(LPM)</i>
<i>Tabell 5.4</i>	<i>Sannsynligheten for permanent kontrakt etter fire kvartaler(LPM)</i>
<i>Tabell 5.5</i>	<i>Sannsynligheten for permanent kontrakt (samlet tidsdynamikk)</i>
<i>Tabell 5.6</i>	<i>Sannsynligheten for permanent kontrakt (OLS og FE)</i>
<i>Tabell 5.7</i>	<i>Sannsynligheten for permanent kontrakt (IV og GMM)</i>
<i>Tabell 5.8</i>	<i>Sannsynligheten for permanent kontrakt (Pooled probit og RE-probit)</i>
<i>Tabell 5.9</i>	<i>Sannsynligheten for permanent kontrakt (Heckmans og Wooldridges estimatorer)</i>

## **LISTE OVER FIGURER**

---

- Figur 2.1*      *Antall midlertidig ansatte og permanent ansatte, 1996(1)- 2008(4).*
- Figur 2.2*      *Midlertidig sysselsatte som andel av totalt sysselsatte og arbeidsledige som andel av arbeidsstyrken. 1996(1) – 2008(4).*
- Figur 4.1*      *Mulige strømnings i arbeidsmarkedet.*
- Figur 4.2*      *Strømningsrate mellom påfølgende kvartaler fra midlertidige stillinger og arbeidsledighet til permanente stillinger, 1996(1)-2005(4).*
- Figur 4.3*      *Strømningsrate mellom påfølgende kvartaler fra midlertidige stillinger og arbeidsledighet til permanente stillinger og fra arbeidsledighet til midlertidige stillinger, 1996(1)-2005(4).*
- Figur 4.4*      *Strømningsrate mellom påfølgende kvartaler fra arbeidsledighet til permanent stilling, midlertidig stilling og arbeidsledighet, 1996(1)-2005(4).*
- Figur 4.5*      *Strømningsrate mellom påfølgende kvartaler fra utenfor arbeidsstyrken og arbeidsledighet til henholdsvis permanent og midlertidig stilling, 1996(1)-2005(4).*

# 1. INTRODUKSJON

## 1.1 Formål og avgrensning

Midlertidig sysselsetting utgjør en liten, men viktig del av den totale sysselsettingen i Norge. Midlertidige stillinger finnes innenfor de fleste yrkesgrupper, og dette er en interessant del av arbeidsmarkedet som det har blitt forsket lite på i Norge. Dette er overraskende, siden det innen forskningen debatteres hvordan midlertidig sysselsetting virker inn på arbeidslivet i sin helhet. I diskusjonen fokuseres det ofte på effekten av midlertidig sysselsetting på faktorer som fleksibilitet, lønnsforhold, motivasjon og læring. På bakgrunn av at det ikke finnes noe klart svar på dette, har midlertidig sysselsetting ofte vært et politisk betent spørsmål. I forhold til andre land i Europa har Norge et strengt lovverk når det gjelder regulering av midlertidig sysselsetting, noe som kan skyldes at effekten av midlertidig sysselsetting på arbeidsmarkedet er uklar. OECD har flere ganger anbefalt Norge å myke opp stillingsvernet og å øke adgangen til midlertidige ansettelser for å styrke fleksibiliteten i arbeidsmarkedet. Norge har imidlertid ikke fulgt opp anbefalingene fra OECD, men tvert imot skjerpet lovgivningen for bruk av midlertidig sysselsetting. Sterke fagforeninger og politiske krefter har lenge jobbet for å redusere bruken av midlertidig sysselsetting i Norge.

Vi vil fokusere på ett spesifikt område av midlertidig sysselsetting sin rolle i det norske arbeidsmarkedet. Nærmere bestemt om det å ta en midlertidig stilling i stedet for å være arbeidsledig i større grad fører til en permanent stilling i en senere periode. Hvis dette er tilfellet vil midlertidig sysselsetting kunne benyttes som en kanal for å oppnå en bedre posisjon i arbeidsmarkedet. Det kan dermed argumenteres for at de positive effektene individer oppnår ved å ta midlertidige stillinger veier tyngre enn de negative effektene av slike stillinger. Vi begrenser utredningen til å undersøke om midlertidige stillinger fungerer som et springbrett inn i permanente stillinger, hvor springbretteffekten defineres som den relative sannsynligheten for å få en permanent stilling gitt at man i utgangspunktet er midlertidig ansatt i stedet for arbeidsledig.

Problemstillingen i utredningen er som følger: ”Fungerer midlertidige stillinger som et springbrett til permanente stillinger?”

Av tidligere bidrag som har sett på effektene av den midlertidige sysselsettingen sin rolle på arbeidsmarkedet i Norge har de fleste vært begrenset til deskriptive analyser. Vi ønsker å

utføre en grundigere undersøkelse av disse effektene ved å utføre en økonometrisk analyse i tillegg til den deskriptive analysen.

Vi avgrensner oss til å se på de generelle springbretteffektene ved å se på overganger mellom arbeidsmarkedstilstander. Siden vi arbeider med utredningen i en tidsbegrenset periode har vårt hovedfokus vært å se på disse effektene generelt og søke å oppnå en så robust analyse som mulig. Dette innebærer at vi ikke gjennomfører en eksplisitt analyse av spesifikke grupper som antas å kunne ha større nytte av midlertidig sysselsetting. Grunnet begrensninger i dataene vi benytter har vi ikke hatt anledning til å undersøke midlertidig sysselsetting sin innvirkning på motivasjon og lønnsutvikling. Vi håper imidlertid denne utredningen vil være et godt utgangspunkt for videre undersøkelser knyttet til midlertidig sysselsetting i det norske arbeidslivet.

Den videre gangen i utredningen vil struktureres som følger: Først gir vi en beskrivelse av Arbeidskraftundersøkelsen (AKU), og en definisjon av de viktigste begrepene. Deretter gir vi en generell beskrivelse av midlertidig sysselsetting, samt utviklingen og omfanget over tid basert på aggregerte tall. I del tre presenteres tidligere forskning knyttet til springbretteffekter av midlertidig sysselsetting. I utredningens fjerde del gjennomfører vi en deskriptiv analyse av strømningsratene, utviklingen i disse ratene over tid samt springbretteffekter i det norske arbeidsmarkedet. Med utgangspunkt i funnene fra denne analysen gjennomfører vi en økonometrisk analyse av springbretteffektene basert på lineære og ikke-lineære sannsynlighetsmodeller. Avslutningsvis oppsummerer vi resultatene fra analysen og konkluderer.

## **1.2 Motivasjon**

Midlertidig sysselsetting anses ofte å være et viktig bidrag til fleksibilitet i arbeidsmarkedet. Grunnen til dette er at det er færre lovpålagte restriksjoner ved oppsigelser av midlertidig arbeidskraft. I tillegg kan midlertidig ansatte i større grad bli sagt opp uten store kostnader for arbeidsgiver enn permanent ansatte. Fra arbeidsgivers side vil midlertidig sysselsatte kunne fungere som en buffer mot usikkerhet i etterspørselen og således gjøre at bedriften enklere kan tilpasse seg konjunkturrelle endringer. Fra arbeidstakernes side vil et mer fleksibelt arbeidsmarked gjøre at grupper som ungdommer og langtidsledige, som gjerne blir ekskludert fra et sterkt regulert arbeidsmarked, lettere kommer inn på arbeidsmarkedet. Flere studier



(Holmlund & Storrie, 2002; Booth et al., 2002; Zijl et al., 2004; Cockx & Picchio, 2009) viser at det er større sannsynlighet for å oppnå en permanent stilling dersom man tar en midlertidig stilling i stedet for å være arbeidsledig, altså at midlertidige stillinger fungerer som et springbrett til permanente stillinger.

Økt bruk av midlertidig sysselsetting vil også komme med en kostnad. Flere (Booth et al, 2002; Dolado et al., 2002) har ytret bekymring mot økt bruk av midlertidig sysselsetting og mener en slik utvikling kan redusere kvaliteten på arbeidsstokken samtidig som det svekker muligheten for videre karrieremuligheter. Booth et al. (2002) finner at midlertidige stillinger er lavt betalt samtidig som de får mindre arbeidsrelatert trening sammenlignet med permanent ansatte. I tillegg finner de at midlertidige kontrakter reduserer motivasjonen til de ansatte. Dolado et al. (2002) argumenterer i sin artikkel for at utbredt bruk av midlertidig sysselsetting også medfører en uheldig todeling av arbeidsmarkedet med blant annet større lønnsspredning og en mer ujevn fordeling av arbeidsledighet.

Debatten viser at det både er fordeler og ulemper ved en utstrakt bruk av midlertidige kontrakter. På den ene side kan arbeidsledige benytte seg av midlertidige kontrakter til å akkumulere arbeidserfaring, kunnskap og bygge humankapital. På den annen side er det en mulighet for at bedriftene kun utnytter økt fleksibilitet som en buffer for usikker etterspørsel uten å investere i den midlertidige arbeidskraften. Arbeiderne med midlertidige stillinger får dermed ikke den nødvendige akkumulasjonen av humankapital og faller tilbake til arbeidsledighet igjen uten noen fordeler fremfor de som har vært arbeidsledige i hele perioden. (Picchio, 2008).

Med tanke på debatten knyttet til midlertidige ansettelse, tar vi utgangspunkt i spørsmålet om den økte fleksibiliteten midlertidige ansettelse fører med seg tilfører den ønskede humankapitalakkumulasjonen til arbeidsmarkedet, eller om denne fleksibiliteten utnyttes av bedriftene slik at vi ikke finner forskjeller mellom midlertidig sysselsatte og arbeidsledige i forhold til sannsynligheten for å få en permanent stilling. Det er således interessant å undersøke om midlertidige kontrakter fungerer som et springbrett til permanente kontrakter i det norske arbeidsmarkedet.

### 1.3 Arbeidskraftundersøkelsen (AKU)

I denne utredningen baserer vi oss på Arbeidskraftundersøkelsen (AKU) som mål på arbeidsmarkedstilknytning. Arbeidsmarkedsstatistikken fra AKU utarbeides av Statistisk sentralbyrå (SSB) og er basert på spørreundersøkelser av et representativt utvalg av den befolkningen som antas å kunne være i arbeid. Hovedgrunnen til at vi har valgt å bruke data fra AKU er at undersøkelsen har rapportert tall om midlertidig sysselsetting siden 1996, noe som gjør oss i stand til å undersøke springbretteffekter i det norske arbeidsmarkedet.<sup>2</sup>

Datamaterialet som benyttes er basert på AKU fra 1. kvartal 1996 til 4. kvartal 2005. AKU har som formål å beskrive utviklingen i sysselsetting og arbeidsledighet og er den viktigste oversikten over utviklingen i arbeidsmarkedet i Norge. AKU baserer seg på relativt omfattende spørreundersøkelser av et representativt utvalg av individer i Norge i alderen 16-74 år. Fra og med 1996 er det blitt trukket ut tilfeldige husholdninger fra alle landets kommuner basert på adresseregisteret. Hvert individ intervjues om sin tilknytning til arbeidslivet i en spesifisert referanseuke. Hvert kvartal intervjues 24 000 personer, og fra 1. kvartal 1996 har man intervjuet alle individene åtte ganger i løpet av åtte påfølgende kvartaler. På den måten kan man følge arbeidsstatusen for alle individer i utvalget i inntil to år (Bø & Håland, 2001). Fordelen med dette paneldatasettet er dermed at vi kan følge ulike individer over tid.

En annen fordel ved å ta utgangspunkt i tidsperioden 1. kvartal 1996 til 4. kvartal 2005, er at det ikke finnes noen brudd i serien og kun noen få revideringer i forhold til klassifiseringer i AKU i denne perioden. Datasettet samlet sett vil således ha få feilrapporteringer som skyldes endringer i AKU og brudd i seriene. Det som er viktigere for denne oppgaven er at AKU fra 1. kvartal 1996 inkluderer et spørsmål om individet har en permanent eller midlertidig kontrakt. På den måten kan vi både følge strømmer mellom de tradisjonelle arbeidsmarkedstilstandene (sysselsatt, arbeidsledig og utenfor arbeidsstyrken), samtidig som vi kan skille de sysselsatte på om de har faste eller midlertidige kontrakter.

---

<sup>2</sup> Et annet mål på arbeidsmarkedstilknytning er den registerbaserte sysselsettingsstatistikken (RS). Denne statistikken, som også utarbeides av SSB, ble første gang publisert i 2000 som en videreføring av arbeidstakerstatistikken som ble publisert for første gang i 1983. For vår analyse er imidlertid denne statistikken ikke egnet da den ikke skiller mellom kontraktstyper.

## 1.4 Begrepsavklaring

I utredningen vil det være fokus på tre hovedgrupper av arbeidsmarkedstilstander. Disse er *sysselsatt*, *arbeidsledig* og *utenfor arbeidsstyrken*. Med *sysselsatt* menes alle individer i utvalget i alderen 16-74 år som har utført inntektsgivende arbeid av minst én times varighet i undersøkelsesuka. Man betegnes også som sysselsatt dersom man har slikt arbeid, men var midlertidig fraværende fra arbeidet på undersøkelsestidspunktet for eksempel på grunn av sykdom, ferie, lønnet permisjon eller lignende. Personer som er inne til førstegangs- eller sivilteneste og personer på arbeidsmarkedstiltak med lønn fra arbeidsgiver klassifiseres også som sysselsatte.

For å få svar på vår problemstilling vil tilstanden *sysselsatt* være en for bred kategori. Siden AKU siden 1996 har rapportert type kontrakt vil de som er registrert *sysselsatt* som hovedregel kunne ta to tilstander, enten *permanente* eller *midlertidige kontrakter*.<sup>3</sup> Om ansettelsen skal regnes som permanent eller midlertidig, avhenger av om det i utgangspunktet er klargjort at ansettelsesforholdet er tidsbegrenset. Typisk vil midlertidige ansettelser være ”*et vikariat med fastsatt sluttdato, ved et engasjement som opphører når arbeidet eller prosjektet er utført, eller ved klart sesongbetont arbeid*” (Bø & Håland 2002). Permanente kontrakter defineres som ansettelsesforhold hvor tidsperioden ikke er begrenset eller klargjort på forhånd.

Med *arbeidsledige* menes personer uten inntektsgivende arbeid som har forsøkt å skaffe seg slikt arbeid i løpet av de siste fire ukene. I tillegg må man kunne påta seg arbeid i løpet av de neste to ukene for å bli regnet som arbeidsledig. Med *utenfor arbeidsstyrken* regnes de personer som verken er sysselsatte eller arbeidsledige i undersøkelsesuka, altså de personer som verken har inntektsgivende arbeid eller har forsøkt å skaffe seg det. Arbeidsstyrken er således definert som summen av de sysselsatte og de arbeidsledige, altså personer som har tilknytning til arbeidsmarkedet (Bø & Håland, 2002).

## 1.5 Institusjonelle forhold

Midlertidige ansettelser er i hovedsak regulert gjennom Arbeidsmiljøloven. Kjernen i lovgivningen er Arbeidsmiljølovens § 14.9 – Midlertidig ansettelse<sup>4</sup>, der hovedbestemmelsen

---

<sup>3</sup> Videre i utredningen vil vi av hensyn til lesbarheten benytte oss av *permanente* og *midlertidige stillinger* i stedet for *permanente* og *midlertidige kontrakter* der hvor dette er mulig.

<sup>4</sup> Se Vedlegg 1.

er at midlertidig ansettelse kan inngås ”når arbeidets karakter tilsier det og arbeidet atskiller seg fra det som ordinært utføres i virksomheten.”. For ansatte innen offentlig sektor, er det Tjenestemannsloven som regulerer adgangen til å ansette personer på midlertidig basis. Denne loven er noe mer liberal når det kommer til midlertidige ansettelser. Blant annet heter det i Tjenestemannslovens § 3.2<sup>5</sup> at det er unntak fra hovedregelen om fast ansettelse når ”Tjenestemannen skal tjenestegjøre i utdanningsstilling.”. Samtidig gir også forarbeidene til Tjenestemannsloven rett til midlertidige ansettelser når kvalifiserte søkere ikke har meldt seg. Det har hovedsakelig vært to lovendringer som kan tenkes å ha påvirket antallet midlertidig ansatte i perioden 1996-2005; En innstramming i lovverket i 1995<sup>6</sup>, og en liberalisering i 2000.

Lovverket for midlertidige ansettelser ble endret 1. Februar 1995. Lovteksten i den opprinnelige arbeidsmiljøloven fra 1977, slo fast at tidsbegrensede arbeidsavtaler kun kunne benyttes ”når arbeidets karakter tilsier det”, og at disse tidsbegrensede arbeidsavtalene kunne inngås for ”praksisarbeid eller vikariat”. Endringen av loven som ble gjennomført i 1995 opprettholdt disse bestemmelsene, men la samtidig ytterligere begrensninger på bruken av midlertidige ansettelser. I tillegg til at man kun kunne ansette arbeidere på midlertidige kontrakter ”når arbeidets karakter tilsier det”, ble det innført et krav om at ”arbeidet adskiller seg fra det som ordinært utføres i bedriften.” Bakgrunnen for denne lovendringen var ett ønske om å unngå en situasjon der bedriftene hadde en liten kjerne av permanent ansatte, mens midlertidige ansatte utførte en stor del av de ordinære arbeidsoppgavene i bedriften. Lovendringen i 1995 ble debattert kraftig på forhånd, siden bedriftene fryktet for at de ville miste fleksibilitet på grunn av denne.

En annen lovendring som kan tenkes å ha påvirket bruken av midlertidige ansettelser, var mer spesifikt rettet mot bemanningsbransjen. Denne trådte i kraft 1. juli 2000. Tidligere hadde det vært forbudt med privat arbeidsformidling (Sysselsettingsloven § 26) og utleie av arbeidskraft (Sysselsettingsloven § 27). Utleie av arbeidskraft var i Sysselsettingsloven definert som ”virksomhet som går ut på å stille egne ansatte til disposisjon for en oppdragsgiver under oppdragsgivers ledelse.” (NOU 1998:15; Kap. 5.1.4). Selv om det eksisterte et generelt forbud mot utleie av arbeidskraft før år 2000, fantes det imidlertid viktige unntak fra denne

---

<sup>5</sup> Se Vedlegg 1.

<sup>6</sup> Vi antar her at det vil ta litt tid før lovendringen i 1995 får en full effekt, slik at effektene av denne endringen også vil virke inn på arbeidsmarkedet i begynnelsen av vår periode.

regelen. Et av disse unntakene var det såkalte vikarbyråunntaket. Dette ga dispensasjon fra forbudet mot utleie av arbeidskraft for bedrifter som stilte arbeidsgivere til disposisjon for *”kontor-, regnskap-, sekretær-, butikk-, demonstrasjons-, og kantinearbeid, teknisk tegning eller til lagerarbeid i tilknytning til varehandelen.”* (NOU 1998:15; Kap. 5.1.3).

Dette var en klar endring i forhold til det gamle regelverket. Mens det tidligere var forbudt med utleie av arbeidskraft, ble det nå gitt anledning til å bedrive slik virksomhet. Derimot ble det nå lagt restriksjoner på innleie av slik arbeidskraft. Blant annet ble det stilt særskilte krav til rapportering og registrering av foretak som bedrev slik virksomhet.<sup>7</sup> Bemanningsbransjen utgjør rundt 10 prosent av det totale antallet midlertidig sysselsatte, og denne liberaliseringen av lovverket for utleie av arbeidskraft må tenkes å ha økt antallet midlertidig ansatte. Som nevnt over fantes det imidlertid før lovendringen flere unntak knyttet til utleie av arbeidskraft, og også problemer med fortolkningen av det tidligere lovverket.<sup>8</sup> Disse faktorene kan ha bidratt til å redusere effekten av liberaliseringen i 2000. I tillegg til disse endringene, foreslo regjeringen Bondevik-II i 2004 å myke opp regelverket knyttet til midlertidige ansettelser ytterligere, gjennom at personer ikke kunne være midlertidig ansatt i mer enn til sammen 12 måneder, før de ble tilbudt en permanent stilling. Dette forslaget ble imidlertid reversert av regjeringen Stoltenberg-II et halvt år senere.

## **2. MIDLERTIDIG SYSSELSETTING**

### **2.1 Omfang**

Midlertidig sysselsatte står for om lag 10 prosent av norske arbeidstakere, noe som innebærer at i overkant av 200 000 personer er midlertidig ansatte i Norge.<sup>9</sup> Midlertidige ansettelser er mest vanlig blant de yngste arbeidstakerne. Rundt halvparten av de midlertidig ansatte er under 30 år, og to tredeler er under 35 år. Samtidig kjennetegnes de midlertidig sysselsatte av en høy kvinneandel. I perioden 1996 til 2005 var om lag 11 prosent av alle kvinnelige sysselsatte i midlertidige stillinger. Det samme tallet for menn var på 6,5 prosent.

---

<sup>7</sup> Registrerings- og rapporteringskravene for slike virksomheter ble endret 1.1.2001 (registreringsinstans ble endret fra Arbeidsdirektoratet til Brønnøysundregisteret), og disse kravene ble fjernet 1.1. 2003.

<sup>8</sup> Selv om dette ikke skulle være tillatt i forhold til tolkningen av regelverket som Arbeids- og administrasjonsdepartementet la til grunn, forekom det allikevel utleie av bla. IT-konsulenter og bankkasserere. I den forbindelse uttalte Arbeidsdirektoratet at dette *”skyldes i stor grad det enkle faktum at de store vikarbyråene pr i dag leier ut denne type personell. De store vikarbyråene skaper mao en oppfatning i markedet om at dette er lovlig, så lenge de åpenlyst driver utleie av denne type personell.”* (NOU 1998:15; Kap. 10.2.1)

<sup>9</sup> Tallene vi benytter i denne delen av utredningen er hentet fra Statistisk sentralbyrås statistikkbank.

Av de som tar midlertidige kontrakter er det i hovedsak tre typer som dominerer; vikarer, engasjement/prosjektarbeid og ekstrahjelp. Rundt 45 prosent av de med midlertidige kontrakter er ansatt som vikarer, 20 prosent som ekstrahjelp og 20 prosent er ansatt i engasjement/prosjektarbeid. Det er også en del personer som er på prøvetid eller på arbeidsmarkedstiltak. Grunnet den relativt store andelen av sesongarbeid i form av vikariater og ekstrahjelper, er det sterke sesongvariasjoner i midlertidig sysselsetting, noe som innebærer at det er store svingninger i omfanget av midlertidig sysselsetting i løpet av året. 2. og 3. kvartal utmerker seg med en markant høyere frekvens (Nergaard, 2004).

Midlertidig sysselsetting er representert i de fleste næringer, men antallet midlertidig ansatte er noe høyere i offentlig sektor enn i privat sektor. Nærmere 60 prosent av de midlertidig ansatte var knyttet til ”*offentlig administrasjon, undervisning og helse og sosial*” i 2008. Som det fremgår av tabell 2.1 står helse- og sosialsektoren alene for rundt en tredjedel av alle midlertidig sysselsatte, mens om lag 15 prosent av de midlertidig sysselsatte jobber i undervisningssektoren. I privat sektor er det innenfor varehandelen vi finner flest midlertidig ansatte.

TABELL 2.1: MIDLERTIDIGE ANSATTE ETTER NÆRING (2008)

<i>Næring</i>	<i>Prosent*</i>	<i>Antall</i>
Primærnæringene	1.57 %	3 000
Olje/Industri	7.33 %	15 000
Bygg og anlegg	4.19 %	8 000
Privat transport/Telekommunikasjon	3.66 %	7 000
Varehandel	15.71 %	35 000
- <i>Detaljhandel</i>	9.42 %	19 000
- <i>Hotell- og restaurantvirksomhet</i>	3.14 %	9 000
Finansiell/Forretningsmessig tjenesteyting	8.90 %	19 000
Offentlig administrasjon/ Undervisning/Helse og sosial/ Øvrige tjenester	58.64 %	121 000
- <i>Offentlig administrasjon</i>	6.81 %	13 000
- <i>Undervisning</i>	14.14 %	31 000
- <i>Helse og sosialtjenester</i>	30.37 %	65 000
<b>Totalt</b>	<b>100 %</b>	<b>208 000</b>

\* Som andel av midlertidig sysselsatte

Kilde: SSB, Statistikkbanken (AKU)

## 2.2 Historisk utvikling

Som nevnt ovenfor ble spørsmålet om midlertidig ansettelse først inkludert i AKU 1. kvartal 1996. Det finnes derfor begrenset informasjon om midlertidige ansettelser fra før dette tidspunktet. I 1978 utførte man en tilleggsundersøkelse til AKU der man kom fram til at heltidsansatte utgjorde mellom 72 prosent og 73 prosent av alle ansatte (Ellingsæter 1978). En sammenligning av antallet midlertidig sysselsatte i Arbeids- og bedriftsundersøkelsen fra 1989 og SSB sin arbeidskraftsundersøkelse i 1995, viser at antallet midlertidig ansatte har holdt seg i overkant av 10 prosent over første halvdel av 90-tallet (Nergaard & Stokke 1996). Som vi ser av tabell 2.2, falt andelen en del på slutten av 1990-tallet. En del av denne nedgangen skyldes trolig innskjerpingen av lovverket knyttet til bruk av midlertidig sysselsetting i 1995. Fra årtusenskiftet har denne andelen holdt seg relativt stabil mellom ni og 10 prosent.

TABELL 2.2: UTVIKLING I MIDLERTIDIG SYSSELSETTING (1996-2008)

År	Antall	Prosent*
1996	247 000	12,7 %
1997	239 000	11,9 %
1998	225 000	10,9 %
1999	211 000	10,1 %
2000	195 000	9,3 %
2001	194 000	9,2 %
2002	210 000	9,9 %
2003	198 000	9,5 %
2004	211 000	10,0 %
2005	201 000	9,5 %
2006	217 000	10,0 %
2007	214 000	9,5 %
2008	210 000	9,0 %
Gjennomsnitt	213 231	10,1 %

\*Som andel av totalt antall sysselsatte.

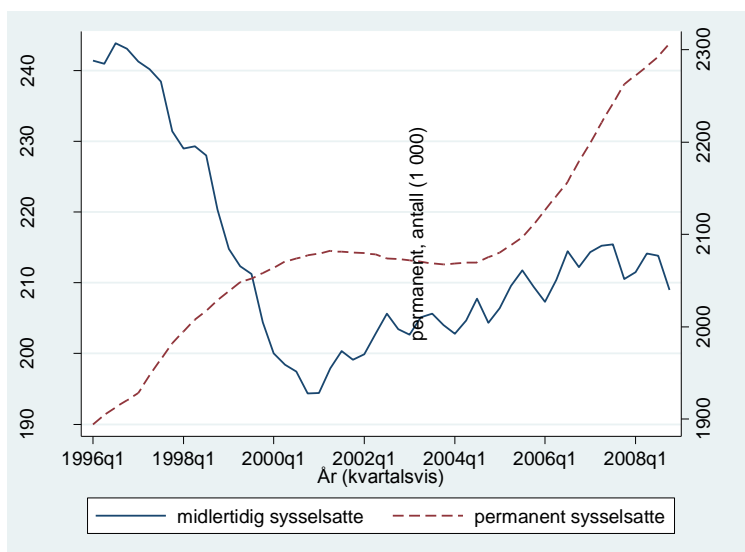
Kilde: SSB, Statistikkbanken (AKU)

På tross av en relativt stabil andel midlertidig sysselsatte etter 2000, er det interessant å undersøke hvordan midlertidig sysselsetting har utviklet seg i forhold til arbeidsledighet og permanent sysselsetting over tid. Hvis man legger inn en betingelse om at en sysselsatt enten kan være ansatt permanent eller midlertidig, vil en tilnærming til de med permanent

tilknytning være gitt som differansen mellom total sysselsetting og de med midlertidige kontrakter.

Figur 2.1 gir et klart bilde av det sterke fallet i antallet med midlertidige kontrakter fra 1996 og frem til 2001. Den kraftige nedgangen går sammen med en sterk oppgangskonjunktur på slutten av 1990-tallet, i tillegg til at lovendringen i 1995 sannsynligvis spiller en rolle. I 2001 bremses fallet, og vi ser at midlertidig sysselsetting følger en svakt stigende trend frem til 2007 med et relativt stabilt lavere nivå enn på slutten av 1990-tallet. De siste to årene har antallet midlertidig sysselsatte falt noe tilbake.

Det kan være flere grunner til at fallet i midlertidig sysselsetting bremses rundt 2001. En strukturell forklaring kan være at det i 2000 ble lovlig med utleie av arbeidskraft. En annen forklaring kan være at i perioder med lavere økonomisk aktivitet vil bedrifter være mer tilbøyelige til midlertidige ansettelser.



Figur 2.1: Antall midlertidig ansatte i 1 000 (venstre akse) og permanent ansatte i 1 000 (høyre akse) 1996(1)-2008(4). Glidende gjennomsnitt

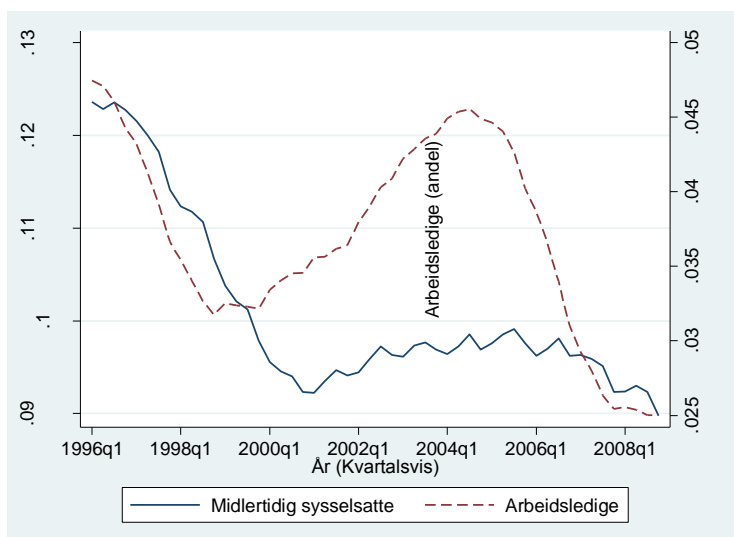
Kilde: SSB, Statistikkbanken (AKU)

Vi ser av figur 2.1 at det var en kraftig økning i permanent sysselsetting på siste halvdel av 1990-tallet. Fra begynnelsen av 2000-tallet og frem til 2005 er utviklingen omvendt. Da avtar veksten i antallet med permanente stillinger og man får en utflatning frem mot 2002, for så å se en nedgang i antallet med permanente stillinger. I samme periode øker antallet midlertidig sysselsatte. Etter 2005 har antallet med permanente stillinger økt betraktelig igjen, samtidig som man får en utflatning og nedgang i antallet med midlertidige stillinger. Den inverse sammenhengen mellom permanent og midlertidig sysselsetting ser man dermed relativt klart.



Vi ser at når økonomien er i eller nærmer seg en høykonjunktur som i perioden 1996 til 2002 og fra 2004 til 2008, øker antallet med permanente stillinger samtidig som antallet med midlertidige stillinger faller. Figur 2.1 gir således en indikasjon på at permanent sysselsetting er prosyklisk mens midlertidig sysselsetting er motsyklisk.

Ser vi på antallet midlertidig sysselsatte målt som en andel av totalt antall sysselsatte, illustrerer figur 2.2 utviklingen i tabell 2.2 på en god måte.<sup>10</sup> Det er en nedgang fra i overkant av 12 prosent i 1996 til et foreløpig bunnivå på i overkant av 9 prosent i 2001. Etter en liten oppgang har andelen midlertidige sysselsatte holdt seg relativt stabil på om lag 10 prosent frem til 2006. De to siste årene har man sett en svak nedgang og i 4. kvartal 2008 beveger andelen seg ned mot 9 prosent.



Figur 2.2: Midlertidig sysselsatte som andel av totalt sysselsatte (venstre akse) og arbeidsledige som andel av arbeidsstyrken (høyre akse). 1996(1) – 2008(4). Glidende gjennomsnitt

Kilde: SSB, Statistikkbanken (AKU)

Selv om det er relativt små endringer i andelen midlertidige sysselsatte etter 2001 er det interessant å se hvordan det varierer med arbeidsmarkedet generelt. Vi ser av figur 2.2 at et bedret arbeidsmarked med lavere arbeidsledighet på slutten av 1990-tallet går sammen med et fall i andelen midlertidige sysselsatte, og en lignende trend ser man også de siste par årene. Fra 2000 har man en økning i arbeidsledigheten, og en svak økning i andelen midlertidig sysselsatte. Dette understreker at midlertidig sysselsetting har motsykliske tendenser i motsetning til permanent sysselsetting, som vi poengterte ovenfor.

<sup>10</sup> Figur 2.2 er basert på et glidende gjennomsnitt av kvartalsdata i løpet av perioden mens tabell 2.2 rapporterer årlige data. Det kan således være noe avvik mellom de to, men trenden er den samme.

Det er i seg selv interessant at midlertidig sysselsetting følger et annet mønster enn permanent sysselsetting. Dette stemmer bra med økonomisk teori og at midlertidig sysselsatte gjerne blir sagt opp først i en nedgangskonjunktur. Etter hvert som resesjonen blir dypere ser bedrifter seg nødt til å si opp de permanent ansatte. Når bunnen er nådd er det behov for arbeidskraft og midlertidig sysselsatte erstatter da de som tidligere var ansatt permanent. Etter hvert som presset i arbeidsmarkedet øker, stiger også forhandlingsmakten til de midlertidig sysselsatte. Dette kan være en forklaring på at midlertidig sysselsetting får en tilbakegang i forhold til permanent sysselsetting i oppgangskonjunkturer (Holmlund & Storrie, 2002).

### **2.3 Internasjonal sammenligning**

Norge har en noe lavere andel av midlertidig ansatte enn OECD-gjennomsnittet på i underkant av 15 prosent. Denne forskjellen har holdt seg relativt stabil over tid. Sammenlignet med de øvrige nordiske landene ligger Norge på nivå med Danmark i andelen midlertidig sysselsatte, men med en lavere andel enn Sverige og Finland. En av årsakene til dette, er at både Sverige og Finland har en mer liberal lovgivning enn Norge når det kommer til midlertidige ansettelser. I følge OECD sin restriksjonsindikator, som er en indikator for hvor strengt lovverket er i forhold til bruk av midlertidig sysselsetting, er Norge blant de strengest regulerte landene i Europa i forhold til bruk av midlertidig sysselsetting (kun Hellas, Tyrkia og Frankrike har strengere regulering).<sup>11</sup> Ser vi på Europa som en helhet, finner vi store forskjeller i bruk av midlertidig sysselsetting. Norge ligger i denne sammenhengen i mellomsjiktet i andelen midlertidig sysselsatte. Spania skiller seg ut med den høyeste andelen på rundt 32 prosent, mens Storbritannia har færrest antall midlertidig sysselsatte som andel av totalt antall sysselsatte med en andel på om lag 6 prosent.

---

<sup>11</sup> Beregningene er utført på bakgrunn av restriksjonsindikatoren i OECD sin statistikkbank.

TABELL 2.3: MIDLERTIDIG SYSSELSETTING I UTVALGTE OECD-LAND\*

<i>Land</i>	2003	2007
Norge	9,4 %	9,5 %
Sverige	14,7 %	17,5 %
Danmark	9,6 %	9,1 %
Finland	16,4 %	16,0 %
Italia	9,5 %	13,4 %
Frankrike	13,4 %	13,7 %
Tyskland	12,2 %	14,2 %
Storbritannia	5,9 %	5,8 %
Nederland	14,5 %	18,0 %
Spania	31,8 %	31,9 %
OECD*	14,0 %	14,6 %

\*I prosent av totalt antall sysselsatte. OECD-snittet er fra Europeiske OECD-land.  
Kilde: OECD.Stat.

### 3. LITTERATURGJENNOMGANG

#### 3.1 Presentasjon av tidligere studier

Som nevnt i innledningen er det oss bekjent ikke tidligere blitt gjort undersøkelser på strømninger knyttet til midlertidige stillinger og springbretteffekter i Norge. Imidlertid er det gjort en god del studier av dette internasjonalt. Vi vil i det følgende gi en kort presentasjon av noen av de viktigste bidragene på dette området.

*Booth et al.* (2002) finner i sin analyse av britiske data at midlertidige kontrakter fungerer som et springbrett til permanente stillinger. Perioden som midlertidig ansatt før man går til en permanent stilling er mellom 18 måneder og tre og et halvt år. Imidlertid er hovedkonklusjonen fra studien at midlertidige stillinger kommer med en kostnad og er mindre ønskelig enn permanente stillinger. De finner at menn som begynner i midlertidige stillinger får et permanent inntektstap sammenlignet med menn som begynner i permanente stillinger. Kvinner som begynner i midlertidige stillinger tar derimot igjen dette inntektstapet. I tillegg finner de at de som midlertidig sysselsatte i enkelte tilfeller har lavere motivasjon og er mindre tilfreds med arbeidssituasjonen.

*Zijl et al.* (2004) sin studie av nederlandske paneldata finner klare springbretteffekter. Denne studien estimerer sannsynlighetene for å strømme til en fast stilling med og uten

springbretteffekter. De finner at det er høyere sannsynlighet for å oppnå en permanent stilling om utgangspunktet er en midlertidig stilling i stedet for arbeidsledighet. Hovedresultatet er det samme for alle arbeidere uavhengig av individuelle karakteristikk. De finner også at den gjennomsnittlige springbretteffekten er økende over tiden. Mer konkret finner de at i et scenario uten midlertidige stillinger har 55 prosent av de som var arbeidsledige fast arbeid etter fem år. Når det åpnes for midlertidig sysselsetting strømmer 83 prosent til fast arbeid. Disse resultatene viser således sterke springbretteffekter i det nederlandske arbeidsmarkedet. Det er lavere strømningsrater fra arbeidsledighet til midlertidige stillinger enn fra arbeidsledighet til permanente stillinger. Altså finner de at det er relativt få som strømmer fra arbeidsledighet til midlertidige stillinger, men de som gjør det har meget store fordeler i forhold til å få en permanent stilling.

*Hagen (2003)* analyserer springbretteffekter basert på data fra Vest-Tyskland i perioden 1991 til 2001. Hagen finner indikasjoner på at midlertidig sysselsetting kan fungere som en vei inn i arbeidslivet for utsatte grupper som er arbeidsledige. Studien rapporterer også at midlertidige kontrakter øker sannsynligheten for å bli sysselsatt i senere perioder (både for midlertidige og permanente ansettelser), og at midlertidige stillinger øker sannsynligheten for en permanent stilling og reduserer sannsynligheten for å være utenfor arbeidsstyrken. Hagen finner således bevis for at midlertidig sysselsetting fungerer som et springbrett til permanente stillinger. I tillegg viser resultatene at arbeidsledige kvinner har større nytte av å ta midlertidige stillinger enn arbeidsledige menn med tanke på å få en permanent stilling. Han finner også at arbeidsledige med høye formelle kvalifikasjoner har en noe mer positiv effekt av å ta midlertidige stillinger.

*Holmlund & Storrie (2002)* sin studie fokuserer i hovedsak på midlertidig sysselsetting i forhold til konjunkturer. De finner at midlertidig og permanent sysselsetting følger ulike mønster med hensyn til konjunkturer, og at under en resesjon vil midlertidige stillinger i større grad bli benyttet. De finner samtidig at sannsynligheten for å få en permanent stilling, gitt at man har en midlertidig stilling, ikke er vesentlig endret fra tidlig på 1990-tallet til 2000. Imidlertid finner de at sannsynligheten for å få en permanent stilling gitt at man i utgangspunktet er arbeidsledig er markant mindre i 2000 enn i 1990. Holmlund & Storrie antyder således at midlertidige stillinger i større grad har blitt viktige som springbrett til permanente stillinger.

*Picchios* studie (2008) på data fra det italienske arbeidsmarkedet finner at midlertidige stillinger er et springbrett til permanente stillinger. Ved å estimere en bivariat dynamisk probit-modell med ikke-observerbare effekter finner Picchio at det å ha en midlertidig stilling i stedet for å være arbeidsledig øker sannsynligheten for å ha en permanent stilling to år senere med omkring 15 prosent.

*Cockx & Picchio* (2009) har en ny og alternativ tilnærming til springbretteffekter i sin ferske studie. De argumenterer for at tidligere studier har lagt for stor vekt på permanente stillinger som en ekvivalent til sikker jobb. Problemet med dette er i følge *Cockx & Picchio* at permanente stillinger ikke er en perfekt indikator for jobbsikkerhet, og det er ingen garanti for at en permanent stilling vil vare lenge. I studien fokuseres det derfor på om *kortsiktige jobber* (under ett kvartal) fungerer som et springbrett til *langsiktige jobber* (over ett år).

Basert på data av belgisk arbeidsledig ungdom i alderen 16 - 25 år finner de at det er krefter som trekker i både negativ og positiv retning i forhold til springbretteffekten av *kortsiktige jobber*. I negativ retning finner de at desto lengre en person har vært arbeidsledig jo lengre blir individet værende i sin nåværende jobb. Argumentet er at personen som aksepterer en kortsiktig jobb går glipp av muligheten til å forbedre jobbmatchingen ved en lengre jobbsøkerprosess. På den annen side finner de at individer som ikke aksepterer kortsiktige jobber vil ha større problemer med å finne en jobb senere. De finner også at arbeidsledige som tidligere har arbeidserfaring har større sjanse for å få en jobb. Denne effekten øker med antall arbeidserfaringer, men med en avtakende faktor. *Cockx & Picchio* finner således at overgangsraten til en langsiktig jobb avhenger av hvor raskt man får sin første arbeidserfaring. Samtidig finner de at når man har hatt sin første arbeidserfaring vil springbretteffekten avta med antall arbeidserfaringer og antall arbeidsavbrudd.

#### **4. STRØMNINGSMÅL – EN DESKRIPTIV ANALYSE**

Informasjonen og beskrivelsen av strømmingene mellom arbeidsmarkedstilstander er interessant på generell basis da det er gjort få undersøkelser på dette tidligere i Norge. *Brinch* (2000), *Nordling* (2000) og *Rønningen* (2008) ser på strømminger mellom de ulike arbeidsmarkedstilstandene. Det som skiller vår analyse fra de ovennevnte studiene er at vi undersøker overgangene med hensyn til kontraktstype, altså hvordan strømmingene mellom arbeidsmarkedstilstandene er med hensyn til om den sysselsatte har en midlertidig eller en

permanent kontrakt. Ved å estimere strømningene mellom midlertidig og permanent kontrakt relativt til strømningene mellom arbeidsledighet og permanent kontrakt kan vi undersøke om midlertidige kontrakter fungerer som et springbrett til en permanent kontrakt.<sup>12</sup>

#### **4.1 Arbeidskraftundersøkelsen (AKU) som datagrunnlag**

Vi ønsker å undersøke overgangene mellom ulike tilstander i arbeidsmarkedet og er derfor avhengig av å følge et og samme individ over flere kvartaler. For å kunne si noe om dette trenger vi observasjoner av samme person i minst to påfølgende kvartaler. AKU-datasettet vi har tilgang til er designet slik at vi kan følge hvert individ over tid og har muligheten til å estimere bruttostrømmer mellom arbeidsmarkedstilstander.<sup>13</sup>

AKU er designet slik at  $7/8$  av utvalget i kvartal  $t$  også vil være i utvalget i  $t+1$ . Dette betyr at  $1/8$  av utvalget er nytt hvert kvartal. Utvalget for 1. kvartal 1996 vil derfor kun inneholde  $1/8$  av totalt antall spurte; for 2. kvartal 1996 vil  $2/8$  være med, for 3. kvartal  $3/8$  osv. Først i 4. kvartal 1997 vil utvalget være fullstendig. Videre er det slik at sammensetningen av utvalget vil endres med sosiokulturelle forhold og tekniske omlegginger i selve undersøkelsen, men det er få tekniske endringer i perioden som vi ser på. Innvandrere og de som har fylt 16 år på referansetidspunktet vil komme inn i AKU-populasjonen, mens utvandrede, døde og de som fyller 75 år forsvinner fra populasjonen. Endringer i populasjonen vil også endre strømningene mellom de ulike arbeidsmarkedstilstandene (Rønningen, 2008).

AKU-utvalget er en del lavere enn bruttoutvalget på 24 000 hvert kvartal. Dette skyldes flere forhold. Et hovedproblem er at de som trekkes ut til å være med i bruttoutvalget ikke treffes, nekter å la seg intervju eller av andre årsaker ikke blir med i undersøkelsen. Frafallet varierer fra år til år, men ligger på om lag 8 til 12 prosent av bruttoutvalget. Dette innebærer at nettoutvalget som er intervjuet i hvert kvartal er i overkant av 20.000 (Longva, 2003).

Vårt utvalg er enda lavere. For det første legger vi inn en betingelse om at et individ som blir med i AKU første gang i kvartal  $t$  også må være med i kvartal  $t+7$ , altså at de må fullføre hele rotasjonsplanen på to år for å bli med i utvalget. Dette innebærer at utvalget vil være lavere i starten og slutten av perioden da vi ikke har tall på de som er spurt mindre enn åtte ganger.

---

<sup>12</sup> Vårt datasett inneholder kun informasjon om kontraktstype og vi kan derfor ikke undersøke overganger fra jobb til jobb, men endring i kontraktstype fra et kvartal til et annet.

<sup>13</sup> Siden AKU ikke primært er utformet for å estimere strømninger vil det være flere utfordringer knyttet til å få konsistente strømningsverdier. Statistiska Centralbyrån (2005) gir en generell oversikt over både tekniske forhold og feilkilder i forhold til kalkulering av strømninger.

For det andre legger vi inn en restriksjon om at det ikke skal være tomme observasjoner i datasettet. Det betyr at for et individ som er registrert i åtte påfølgende kvartaler, men hvor det finnes et eller flere kvartaler der individet av en eller annen grunn ikke har registrert arbeidsmarkedstilstand blir observasjonen og individet droppet i det aktuelle kvartalet, noe som reduserer utvalget ytterligere. I tabell 4.1 ser vi en oversikt over antall i utvalget for hvert kvartal mellom 1. kvartal 1996 og 4. kvartal 2005.

TABELL 4.1: UTVALGSSTØRRELSE (ANTALL SPURTE\*)

År/kvartal	1.kvartal	2.kvartal	3.kvartal	4.kvartal
1996	2 422 (3 000)	4 731 (6 000)	7 063 (9 000)	9 532 (12 000)
1997	11 988 (15 000)	14 063 (18 000)	16 563 (21 000)	18 967 (24 000)
1998	19 004 (24 000)	18 293 (24 000)	18 790 (24 000)	18 765 (24 000)
1999	18 772 (24 000)	18 072 (24 000)	18 490 (24 000)	18 467 (24 000)
2000	18 469 (24 000)	18 154 (24 000)	18 366 (24 000)	18 133 (24 000)
2001	18 139 (24 000)	17 562 (24 000)	17 893 (24 000)	18 093 (24 000)
2002	18 325 (24 000)	18 001 (24 000)	18 464 (24 000)	18 610 (24 000)
2003	18 475 (24 000)	18 252 (24 000)	18 679 (24 000)	18 719 (24 000)
2004	18 816 (24 000)	16 343 (21 000)	14 023 (18 000)	11 645 (15 000)
2005	9 330 (12 000)	7 005 (9 000)	4 844 (6 000)	2 501 (3 000)

\*Antall spurte i utvalget vil være 1/8 1. kvartal 1996, 2/8 andre kvartal 1996 osv. Fra 2. kvartal 2004 vil kun 7/8 av de spurte inkluderes. For 3. kvartal 2004 6/8 osv.

Utvalget samlet sett består av i alt 610 823 observasjoner og det er om lag 372 000 observasjoner som har en permanent stilling og om lag 38 000 med en midlertidig stilling. Dette betyr at 91 prosent av det totale antallet sysselsatte er permanent sysselsatte og 9 prosent er midlertidig sysselsatt. Vi har 14 300 observasjoner av de som er arbeidsledige, eller 3,4 prosent av arbeidsstyrken. Som forventet stemmer utvalget vårt godt overens med de aggregerte tallene fra SSB som vi presenterte i del 2.

I gruppen som har en permanent stilling finner vi en liten overvekt av menn (52 prosent). I gruppen som har en midlertidig stilling er det en overvekt av kvinner (60 prosent). Av de som tar midlertidige stillinger er det i hovedsak tre typer som dominerer. Disse er vikarer, engasjement/prosjektarbeid og ekstrahjelp. Nærmere 40 prosent av de med en midlertidig stilling er ansatt som vikarer, 23 prosent som ekstrahjelp og 19 prosent er ansatt i engasjement/prosjektarbeid hele perioden sett under ett. Våre tall stemmer dermed godt overens med tidligere studier (Nergaard, 2006). I tillegg vil det være en del rapporteringer av de som ikke vet om de har en midlertidig eller en permanent stilling. Disse utgjør en relativt

stor gruppe, om lag 33 000 observasjoner, og vi velger derfor å inkludere disse i et restledd for at strømningsratene skal summere seg til én. Vi har om lag 150 000 observasjoner av de som er utenfor arbeidsstyrken i utvalget.

## 4.2 Usikkerhet i utvalget

Siden AKU baserer seg på et utvalg av befolkningen vil vi ha en utvalgsusikkerhet. Utvalgsusikkerheten vil øke jo lavere utvalget blir, og siden 1/8 av utvalget blir byttet ut hvert kvartal er det kun 7/8 av de som er med i utvalget som er med i to påfølgende kvartaler. Spesielt i begynnelsen og slutten av tidsperioden vil vi derfor ha lave utvalgsstørrelser. Dette vil føre til at vi har relativt store forskjeller på usikkerheten relatert til strømmingene mellom ulike tilstander i arbeidsmarkedet i disse kvartalene. Standardfeilen vil være gitt som:

$SE = \frac{s}{\sqrt{n}}$ , hvor  $s = \sqrt{\frac{1}{N-1} \sum_{i=1}^N (x_i - \bar{x})^2}$  er utvalgets estimerte standardavvik, og  $n$  er utvalgsstørrelsen. Dette betyr at for det minste utvalget vil størrelsen på standardfeilen være om lag 2-3 ganger større enn på de største utvalgene (Brinch, 2000).

Siden AKU baseres på intervjuer vil det også være noe usikkerhet knyttet til registreringen av dataene. Et problem vil være målefeil som oppstår som følge av misforståelser eller registreringsfeil under intervjuet. For eksempel vil en del personer være formelt midlertidig ansatt selv om de i praksis er permanent ansatte. Dette kan for eksempel være hvis man er ansatt i et engasjement eller et langvarig vikariat, og man oppfatter seg selv som permanent ansatt. Hvordan den enkelte oppfatter sin stilling vil være relativt åpent, men det kan tenkes at personer med lang ansiennitet som formelt sett er midlertidig ansatt i større grad svarer at de har en permanent stilling. For nyansatte vil det trolig være motsatt og mer naturlig å si at man er midlertidig ansatt. Med tverrsnittdata vil tilfeldige målefeil i stor grad kunne utjevne hverandre, men med paneldata vil tilfeldige målefeil gjøre at vi registrerer endret status i tilfeller hvor nettoverdien er null, altså at de som svarer feil og de som svarer riktig kansellerer hverandre ut, og således overestimerer bruttostrømmene (Bø & Håland, 2002).

De absolutte tallene som SSB presenterer fra AKU vil være estimert basert på en oppblåsningsfaktor. Denne faktoren gjør det mulig å foreta korreksjoner for skjevheter i svarprosenten mellom ulike grupper. Dette har vi ikke anledning til å gjøre med vårt utvalg gitt den informasjonen vi har tilgjengelig. Dette betyr altså at vi har et utvalg med større

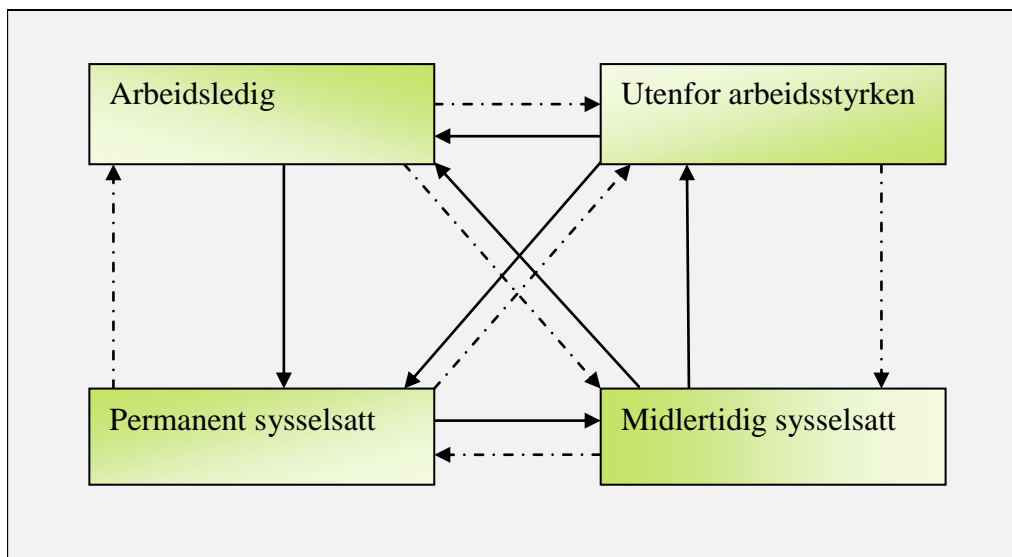


fravall samtidig som vi har større potensial for skjevheter. Det er først og fremst knyttet til beskrivelsen av strømmingene dette vil ha betydning. I forbindelse med estimeringen i del 5 vil ikke dette by på samme problem.

### 4.3 Strømningsratene – en teoretisk tilnærming

Vi ønsker å se på antall personer som strømmer fra de ulike tilstandene i arbeidsmarkedet og mellom de ulike kontraktstypene for de sysselsatte. Vi betegner ( $A$ ) antallet i utvalget som er arbeidsledige og ( $U$ ) antallet som er utenfor arbeidsstyrken. Vi antar at de som er sysselsatte kan ha to ulike kontraktstyper, henholdsvis midlertidig kontrakt og permanent kontrakt. Vi betegner antallet sysselsatte med midlertidige kontrakter i utvalget ( $M$ ) og de med permanente kontrakter ( $P$ ). I tillegg har vi inkludert et restledd for de som ikke vet ( $V$ ) for å få strømmingene til å summere seg til 1. Siden strømmingene mellom de andre tilstandene og restleddet ikke gir noen mening, vil det ikke være hensiktsmessig å forsøke å tolke disse. Figur 4.1 viser hvordan et individ kan strømme mellom de ulike tilstandene i arbeidsmarkedet.

Figur 4.1: Mulige strømminger i arbeidsmarkedet



Kilde: Burda & Wyplosz, 2005; Zijl et al, 2004.

For å komme frem til strømmingene kalkulerer vi strømmingene mellom tilstandene i arbeidsmarkedet fra et kvartal til det neste for hvert kvartal i perioden 1. kvartal 1996 til 4. kvartal 2005. Vi åpner for at et individ kan strømme mellom ulike tilstander og kontrakter i løpet av de åtte kvartalene individet er med i undersøkelsen og kalkulerer nettostrømninger

for hvert kvartal. Et individ  $i$  som i kvartal  $t$  er i tilstand  $z$  og strømmer til tilstand  $x$  i kvartal  $t+1$  vil bli rapportert som  $z_{i,t}x_{i,t+1}$  i kvartal  $t$ . Vi finner på den måten alle forflytninger et individ har i løpet av åtte kvartaler.<sup>14</sup> Ved å summere strømmingene over alle individene som forflytter seg mellom de ulike tilstandene for hele utvalget for hvert kvartal kommer vi frem til det aggregerte strømningsmålet. Matematisk defineres det aggregerte strømningsmålet,  $ZX$ , på følgende måte:  $ZX = \sum_{i,t}^{n_{zx}} z_{i,t}x_{i,t+1}$ .  $ZX$  betegner således det antallet i utvalget som i et kvartal strømmer fra tilstand  $Z$  i kvartal  $t$  til tilstand  $X$  i kvartal  $t+1$ .<sup>15</sup> Videre finner vi strømningsratene. En strømningsrate er definert som forholdet mellom de som strømmer mellom to tilstander ( $ZX$ ) og de som potensielt sett kunne ha strømmet ut ( $Z$ ). Generelt vil det si at strømningsraten fra  $Z$  til  $X$  er definert som  $ZXR = ZX / Z$  (Holmlund og Storrie, 2002).

Siden vi ser på strømninger fra et kvartal til det neste, vil dette innebære at vi ikke får rapportert strømmingene for kvartal åtte i perioden da individet forsvinner fra datasettet i kvartalet etter. Hvis vi hadde brukt de opprinnelige utvalgsstørrelsene for hvert kvartal ville strømningsratene blitt for lave siden nevneren for kalkulering av strømningsraten overvurderes. For å unngå skjevheter i strømningsratene, justerer vi derfor utvalgsstørrelsen slik at de siste observasjonene for hvert individ droppes ved beregning av strømningsraten. På den måten vil alle i utvalget potensielt sett kunne strømme i alle perioder og vi unngår skjevheter i strømningsratene.

#### 4.4 Strømningsratene - retning og størrelse

Basert på utregningen ovenfor får vi ut strømningsrater mellom de ulike arbeidsmarkedstilstandene. Tabell 4.2 viser gjennomsnittet av strømningsratene fra et kvartal til det neste mellom de nevnte tilstandene for perioden 1. kvartal 1996 til 4. kvartal 2005. Vi antar at strømningsratene fra et kvartal til det neste vil gi en begrenset fremstilling av de faktiske strømmingene i arbeidsmarkedet. For å få et mer nyansert bilde av de gjennomsnittlige strømningsratene og springbretteeffektene, ser vi i tillegg på strømningsratene

<sup>14</sup> En svakhet ved denne måten å kalkulere strømninger på er at i de tilfellene hvor det mangler observasjoner på et individ i et kvartal, vil restriksjonene vi har lagt inn i modellen føre til at strømningsmålet vil gå fra  $t$  til  $t+2$  i stedet for  $t+1$ .

<sup>15</sup> Vi undersøker også strømmingene fra  $t$  til  $t+4$  og  $t$  til  $t+7$ . Metoden for beregninger av disse strømningsratene vil være identiske som for  $t+1$ .

på fire og syv kvartalers horisont.<sup>16</sup> Tabell 4.3 og tabell 4.4 viser gjennomsnittlige strømningsrater for henholdsvis fire og syv kvartaler frem i tid.<sup>17</sup>

TABELL 4.2: AGGREGERTE STRØMNINGSRATER MELLOM TO PÅFØLGENDE KVARTALER\*

t/t+1	Perm <sub>t+1</sub>	Midl <sub>t+1</sub>	Arbl <sub>t+1</sub>	Utenf <sub>t+1</sub>	Vet ikke <sub>t+1</sub>	Utstrømning
Perm <sub>t</sub>	0,958	0,012	0,007	0,019	0,004	0,042
Midl <sub>t</sub>	0,260	0,560	0,043	0,125	0,014	0,442
Arbl <sub>t</sub>	0,187	0,202	0,310	0,282	0,021	0,692
Utenf <sub>t</sub>	0,031	0,044	0,034	0,882	0,010	0,119

\*Gjennomsnitt for perioden 1996(1) – 2005(4)

Ser vi på tilstanden etter ett kvartal, finner vi at det å ha en permanent ansettelse er en svært stabil tilstand. Hele 95,8 prosent av de som er permanent ansatte, er fortsatt permanent ansatte ett kvartal senere. For de som i utgangspunktet er midlertidig ansatte, ser vi at dette er en mindre stabil tilstand enn de som har permanente stillinger. Kun 56 prosent av de som er midlertidig ansatte et kvartal, er fortsatt midlertidig ansatte ett kvartal senere. Utstrømningen fra midlertidige stillinger er altså over ti ganger så stor som utstrømningen fra permanente stillinger. Den største andelen av de midlertidig ansatte som endrer arbeidsmarkedsstatus blir permanente, noe vi ser ved at hele 26 prosent av de midlertidig ansatte er permanent ansatt ett kvartal senere.

Ser vi på de som i utgangspunktet er arbeidsledige, ser vi at dette er en enda mindre stabil tilstand enn det å være permanent eller midlertidig ansatt. Hele 69,2 prosent av de som er arbeidsledige i et kvartal, er ikke arbeidsledige det neste kvartalet. Dette indikerer at de fleste arbeidsledige i Norge er korttidsledige. Samlet sett strømmer om lag 40 prosent inn i arbeidsmarkedet etter ett kvartal. Vi ser at andelen av de arbeidsledige som strømmer til en posisjon på arbeidsmarkedet, er relativt likt fordelt mellom permanente og midlertidige stillinger, der 18,7 prosent går til en permanent stilling mens 20,2 prosent går til en midlertidig stilling ett kvartal senere. En relativt stor andel av de som er arbeidsledige, går til en posisjon utenfor arbeidsstyrken i kvartalet etter. Dette dreier seg om 28,2 prosent av de

<sup>16</sup> Den toårige sammenligningen vil ikke ta for seg identiske kvartaler siden individene kun følges i åtte perioder. For eksempel vil et individ som kommer inn 1. kvartal 1996 følges til og med 4. kvartal 1997. Da det er sterke sesongeffekter, er det viktig å være bevisst på dette.

<sup>17</sup> Vi har også kalkulert de gjennomsnittlige strømningsratene for det modifiserte utvalget vi benytter i den økonometriske analysen. Hovedkonklusjonene endres ikke i nevneverdig grad, og vi velger derfor å presentere kalkulasjoner basert på det komplette datasettet for å inkludere strømminger for tilstanden ”utenfor arbeidsstyrken”.

som er arbeidsledige i perioden.<sup>18</sup> At denne andelen er såpass høy, kan forklares med at de arbeidsledige er definert som de som aktivt søker jobb. Hvis disse havner i trygdesystemet, forsvinner de derfor ut av arbeidsstyrken. Vi vet at sannsynligheten for å havne i trygdesystemet, er høyt korrelert med det å være arbeidsledig (Bowitz, 1997), noe som kan bidra til å forklare denne høye andelen.<sup>19</sup>

Tabellen avdekker også en annen interessant observasjon, nemlig at midlertidig sysselsetting relativt til arbeidsledighet, fungerer som et springbrett til permanente stillinger. Resultatene indikerer at det er en høyere sannsynlighet for å få en permanent kontrakt blant de som tidligere var midlertidig ansatte enn blant de som var arbeidsledige. Differansen er på i overkant av 7 prosentpoeng etter ett kvartal. Blant de som er utenfor arbeidsstyrken i utgangspunktet, ser vi at sannsynligheten er 88,2 prosent for at man er dette også ett kvartal senere. Vi merker oss også at det er en større andel som går fra utenfor arbeidsstyrken til en midlertidig stilling enn til en permanent stilling etter ett kvartal. På kort sikt virker det derfor å være enklere å komme inn på arbeidsmarkedet via midlertidige stillinger enn via permanente stillinger for de som er utenfor arbeidsstyrken i utgangspunktet.

TABELL 4.3: AGGREGERTE STRØMNINGSRATER ETTER FIRE KVARTALER\*

t/t+4	Perm <sub>t+4</sub>	Midl <sub>t+4</sub>	Arbl <sub>t+4</sub>	Utenf <sub>t+4</sub>	Vet ikke <sub>t+4</sub>	Utstrømning
Perm <sub>t</sub>	0,910	0,024	0,011	0,045	0,011	0,090
Midl <sub>t</sub>	0,479	0,303	0,046	0,144	0,028	0,697
Arbl <sub>t</sub>	0,369	0,172	0,166	0,253	0,040	0,834
Utenf <sub>t</sub>	0,089	0,058	0,032	0,804	0,017	0,196

\*Gjennomsnitt for perioden 1996 (1) – 2005(4)

Ser vi på situasjonen etter ett år (Tabell 4.3), ser vi at en permanent stilling fortsatt er en svært stabil tilstand. Hele 91 prosent har fortsatt en permanent stilling etter ett år. For de som i utgangspunktet var midlertidig ansatte, ser vi at utstrømningsraten nå er enda høyere. Kun rundt 30 prosent av de midlertidig ansatte, er fortsatt midlertidig ansatt ett år senere. Dette er 26 prosentpoeng lavere enn andelen etter ett kvartal. Hovedårsaken til denne endringen, er at

<sup>18</sup> Det er verdt å merke seg at selv om prosentandelen som går fra arbeidsledig og ut av arbeidsstyrken er mye høyere enn antallet som går motsatt vei (fra utenfor arbeidsstyrken til arbeidsledig), er nettostrømningen større den andre veien. Årsaken til dette er at det er om lag 10 ganger så mange som er utenfor arbeidsstyrken som det er arbeidsledige.

<sup>19</sup> I tillegg er det en del av de arbeidsledige som forsvinner frivillig ut av arbeidslivet og ikke søker jobb i lavkonjunkturer, mens de går direkte fra en posisjon utenfor arbeidsstyrken og ut i arbeidslivet ved en senere høykonjunktur. Se for eksempel Rønningen (2008) for en nærmere diskusjon av dette.

andelen som går fra en midlertidig til en permanent stilling øker med 22 prosentpoeng, når vi legger et ettårig perspektiv til grunn.

For de arbeidsledige finner vi også store endringer. Hele 83,4 prosent av de som var arbeidsledige, er ikke lenger arbeidsledige etter ett år. Også her ser vi at hovedårsaken til dette, er en stor økning i de som har gått til en permanent stilling. Forskjellen i denne andelen, sammenlignet med det som vi fant etter ett kvartal, er på rundt 18 prosentpoeng. Siden andelen som går fra arbeidsledighet til en midlertidig stilling viser en viss nedgang, ser vi at det nå er mange flere som har gått fra arbeidsledighet til en permanent stilling enn til en midlertidig stilling. Dette er ikke overraskende, siden det er en relativt stor sjanse for at en stor andel vil strømme via en midlertidig stilling til en permanent stilling i de mellomliggende kvartalene for så å være permanent ansatt ett år senere.

Ser vi på springbretteffekten, indikert ved forskjellen i sannsynlighet for å bli permanent ansatt gitt at man var henholdsvis arbeidsledig og midlertidig ansatt i utgangspunktet, er denne nå på 11 prosentpoeng. Dette er en økning på 4 prosentpoeng i forhold til det vi fant etter ett kvartal, og indikerer at midlertidige ansettelser fortsatt fungerer som et springbrett til en permanent stilling. For de som er utenfor arbeidsstyrken, ser vi den samme tendensen som for midlertidig ansatte og arbeidsledige, nemlig at sannsynligheten for en permanent stilling øker, når vi ser på ett år i stedet for bare ett kvartal. Den kortsiktige effekten vi fant, der sannsynligheten var større for en midlertidig stilling enn en permanent stilling, forsvinner når vi ser på situasjonen etter ett år.

TABELL 4.4: AGGREGERTE STRØMNINGSRATER ETTER SYV KVARTALER\*

t/t+7	Perm <sub>t+7</sub>	Midl <sub>t+7</sub>	Arbl <sub>t+7</sub>	Utenf <sub>t+7</sub>	Vet ikke <sub>t+7</sub>	Utstrømning
Perm <sub>t</sub>	0,892	0,024	0,011	0,061	0,013	0,108
Midl <sub>t</sub>	0,579	0,190	0,042	0,159	0,030	0,810
Arbl <sub>t</sub>	0,469	0,143	0,118	0,223	0,046	0,882
Utenf <sub>t</sub>	0,132	0,064	0,027	0,755	0,021	0,245

\*Gjennomsnitt for perioden 1996 (1) – 2005 (4)

Ser vi på hele perioden som vi har i datasettet (Tabell 4.4), ser vi at 89,2 prosent av de som var permanent ansatte i utgangspunktet fortsatt er permanent ansatt i slutten av perioden. Denne tilstanden er altså fortsatt meget stabil. Av de som forsvinner fra en permanent stilling, ser vi at andelen som går til midlertidige stillinger og arbeidsledighet er konstant når vi øker

periodelengden, mens andelen som forsvinner ut av arbeidsstyrken øker. Dette er ikke overraskende, siden vi vil anta at antallet som forsvinner ut av arbeidslivet (for eksempel gjennom å gå av med pensjon) øker når vi ser på en lengre tidsperiode.

Andelen som var midlertidig ansatt både i første og i siste periode er på 19 prosent, en ytterligere nedgang i forhold til det ettårige perspektivet. Dette skyldes nok en gang at flere av de midlertidig ansatte blir permanent ansatte når periodelengden øker ytterligere (nå er denne andelen 57,9 prosent). For de andre strømmingene fra midlertidige stillinger er det små endringer. For de som i utgangspunktet var arbeidsledige, ser vi at kun 11,8 prosent fortsatt er arbeidsledige syv kvartaler senere. Vi finner også her en klar økning i andelen som har gått til en permanent stilling. Samtidig fortsetter tendensen med at andelen arbeidsledige som går til midlertidige stillinger og ut av arbeidsstyrken synker. Som nevnt over, kan dette være fordi man har gått via disse posisjonene på veien til en permanent stilling.

Springbretteffekten ligger fortsatt på 11 prosentpoeng, slik at disse resultatene underbygger effekten som vi fant etter ett år. At vi finner en økning fra ett kvartal til ett år, men ikke fra ett år til to år kan skyldes at man har ulike friksjoner i arbeidsmarkedet som kontraktsbindinger. Disse friksjonene kan forsvinne på sikt slik at springbretteffektene øker. Siden vi ikke har noen økning i springbretteffekt mellom ett og to år, tyder dette på at springbretteffektene er avtakende og at mange av friksjonene er løst opp allerede etter ett år.<sup>20</sup> For de som i utgangspunktet var utenfor arbeidsstyrken, ser vi at 75,5 prosent av disse fortsatt er utenfor arbeidsstyrken i slutten av perioden. Effektene for hele perioden viser også her den samme tendensen som vi fant etter ett år. Hovedandelen av de som kommer inn i arbeidsstyrken har endt opp i en permanent stilling i slutten av perioden.

### **Strømningsratene og forklaringsvariablene**

Ovenfor undersøkte vi alle kombinasjoner av mulige strømningsrater. Resultatene gir klare indikasjoner på en springbretteffekt. Vi ønsker nå å se hvordan denne effekten varierer med hensyn til ulike karakteristika ved individene. For å rendyrke springbretteffekten ser vi kun på strømningsratene fra permanent til permanent, midlertidig til permanent og arbeidsledig til permanent etter henholdsvis ett, fire og syv kvartaler. Tabell 4.5 under viser således

---

<sup>20</sup>De sterke sesongeffektene kan også påvirke resultatene. Siden vi sammenligner samme kvartal etter ett år, men med kvartalet før etter to år, bør man være forsiktig med å gjøre direkte sammenligninger av resultatene mellom  $t+4$  og  $t+7$ .

strømningsratene til permanente stillinger betinget på tidligere arbeidsmarkedstilstander og individuelle karakteristika. I tillegg rapporterer vi springbretteffektene.

Ser vi på strømningsratene i forhold til kjønn ser vi at det er flere menn enn kvinner som strømmer fra en midlertidig stilling til en permanent stilling i påfølgende kvartal. Den samme kjønnsforskjellen gjelder for strømningsraten fra arbeidsledighet til en permanent stilling. Ser vi imidlertid på forskjellen i de to strømningsratene, finner vi at springbretteffekten er noe større for kvinner enn for menn, men forskjellene er små. Resultatet er det samme hvis vi følger individene i ett år. Vi finner at springbretteffektene er høyere for menn enn for kvinner etter syv kvartaler.

Høy utdanning gir en lavere springbretteffekt fra et kvartal til det neste. Det samme gjelder ett år frem i tid. Dette kan tolkes som at gruppen med lav utdanning har større nytte enn de middels og høyt utdannede av å ta en midlertidig stilling for å oppnå en permanent stilling når vi ser på ett kvartal og ett års horisont. Imidlertid når vi ser syv kvartaler fremover er det omvendt, nemlig at høy utdanning gir en høyere springbretteffekt.

Status som ugift gir en gjennomgående høyere springbretteffekt enn hvis man ikke er gift. Strømningsdataene avslører også at eldre personer (over 30 år) i større grad opplever springbretteffekter enn yngre. Effekten øker også markant over tid. Dette indikerer at eldre har større muligheter for å komme inn i permanente stillinger hvis de tar en midlertidig stilling enn hvis de er arbeidsledige. Vi merker oss at andelen som går fra arbeidsledighet til en permanent stilling er høyere for de under 30, mens andelen som går fra en midlertidig stilling til en permanent stilling er høyere for de over 30. En forklaring på denne effekten kan være at yngre personer gjerne er mer aktive jobbsøkere som arbeidsledige, mens eldre i større grad trenger midlertidige stillinger for å få permanent arbeid.

TABELL 4.5: AGGREGERTE STRØMNINGSRATER TIL PERMANENT KONTRAKT I PERIODE T\*

	Permanent I t-1	Midlertidig I t-1	Arbeidsledig I t-1	Springbrett- effekt t-1 til t <sup>a</sup>	Permanent I t-4	Midlertidig I t-4	Arbeidsledig I t-4	Springbrett- effekt t-4 til t <sup>b</sup>	Permanent I t-7	Midlertidig I t-7	Arbeidsledig I t-7	Springbrett- effekt t-7 til t <sup>c</sup>
Totalt	0,958	0,260	0,187	<b>0,073</b>	0,910	0,479	0,369	<b>0,110</b>	0,892	0,579	0,469	<b>0,109</b>
Menn	0,962	0,275	0,206	<b>0,070</b>	0,918	0,483	0,376	<b>0,107</b>	0,900	0,588	0,463	<b>0,125</b>
Kvinner	0,954	0,249	0,165	<b>0,084</b>	0,901	0,476	0,362	<b>0,114</b>	0,883	0,572	0,476	<b>0,096</b>
Utdanning												
Ungdomsskole	0,934	0,278	0,149	<b>0,128</b>	0,853	0,442	0,303	<b>0,139</b>	0,817	0,503	0,427	<b>0,076</b>
Videregående	0,957	0,267	0,204	<b>0,063</b>	0,909	0,484	0,388	<b>0,096</b>	0,892	0,579	0,491	<b>0,088</b>
Universitet/Høyskole	0,970	0,239	0,191	<b>0,048</b>	0,934	0,489	0,412	<b>0,077</b>	0,922	0,617	0,507	<b>0,110</b>
Gift	0,969	0,264	0,210	<b>0,054</b>	0,929	0,514	0,410	<b>0,105</b>	0,908	0,623	0,529	<b>0,094</b>
Ikke gift	0,926	0,256	0,169	<b>0,087</b>	0,852	0,447	0,340	<b>0,107</b>	0,838	0,536	0,425	<b>0,111</b>
Alder > 30	0,971	0,266	0,186	<b>0,080</b>	0,932	0,507	0,358	<b>0,149</b>	0,909	0,613	0,459	<b>0,154</b>
Alder < 30	0,910	0,255	0,188	<b>0,068</b>	0,829	0,459	0,379	<b>0,080</b>	0,820	0,551	0,478	<b>0,073</b>
Observasjoner	323 204	33 915	12 544	---	178 148	20 291	7 023	---	38 086	5 066	1 583	---

\*Gjennomsnitt for perioden 1996(1) – 2005(4), etter individuelle karakteristika.

<sup>a</sup>) Implisitt stepping stone effekt fra t-1 er beregnet som forskjellen mellom den relative andelen med permanent i periode t gitt en midlertidig kontrakt i periode t-1 og permanent i periode t gitt arbeidsledig i periode t-1.

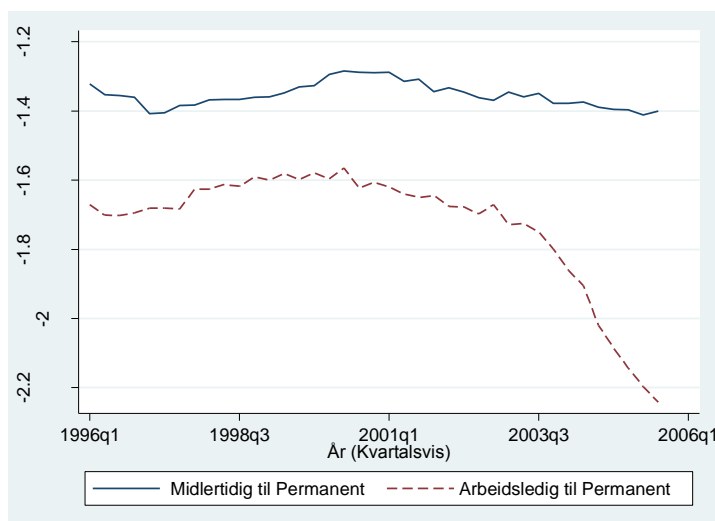
<sup>b</sup>) Implisitt stepping stone effekt fra t-4 er beregnet som forskjellen mellom den relative andelen med permanent i periode t gitt en midlertidig kontrakt i periode t-4 og permanent i periode t gitt arbeidsledig i periode t-4.

<sup>c</sup>) Implisitt stepping stone effekt fra t-7 er beregnet som forskjellen mellom den relative andelen med permanent i periode t gitt en midlertidig kontrakt i periode t-7 og permanent i periode t gitt arbeidsledig i periode t-7.



## 4.5 Strømningsratene – historisk utvikling

De gjennomsnittlige strømningsratene over perioden 1. kvartal 1996 til 4. kvartal 2005 avdekker relativt klare springbretteffekter. Imidlertid tar ikke denne analysen hensyn til variasjoner over tid. Det er således interessant å se på hvordan de enkelte strømningsratene mellom to påfølgende kvartaler har utviklet seg over tidsløpet. Vi bruker en logaritmisk skala for å se på prosentvise endringer fra et kvartal til det neste. Siden midlertidig sysselsetting som nevnt er sterkt preget av sesongsvingninger har vi glattet seriene med et glidende gjennomsnitt for lettere å kunne tolke den underliggende trenden i strømningsratene der midlertidig sysselsetting inngår.<sup>21</sup>

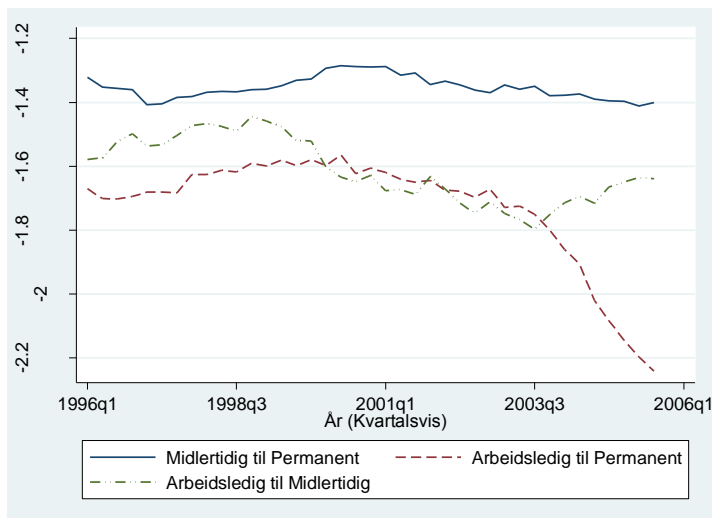


Figur 4.2: Glidende gjennomsnittlig strømningsrate mellom påfølgende kvartaler fra midlertidige stillinger (blå) og arbeidsledighet (rød) til permanente stillinger, 1996(1)-2005(4), (logaritmisk skala)

Vi ser at andelen som går fra en midlertidig til en permanent stilling (blå kurve) har holdt seg relativt stabil over tidsperioden som vi analyserer, mens andelen som går fra arbeidsledighet og direkte over i en permanent stilling (rød kurve) har falt siden årtusenskiftet. Differansen mellom den blå og røde kurven kan tolkes som den gjennomsnittlige springbretteffekten individer oppnår ved å ta midlertidige stillinger fremfor å være arbeidsledige. Mens andelen som gikk fra en midlertidig til en permanent stilling i starten av perioden var rundt 40 prosent høyere enn andelen som gikk fra arbeidsledighet og over i en permanent stilling, er denne andelen mot slutten av perioden over dobbelt så stor som andelen som går fra arbeidsledighet og over i en permanent stilling. Figur 4.2 viser således at springbretteffekten har vært økende siden 2000. At det er den synkende strømmingen fra arbeidsledighet til permanente stillinger

<sup>21</sup> Vi har brukt et glidende gjennomsnitt med tre lags og tre leads.

som er drivkraften bak den økte forskjellen indikerer samtidig at det har blitt vanskeligere for arbeidsledige å komme direkte inn i permanente stillinger.



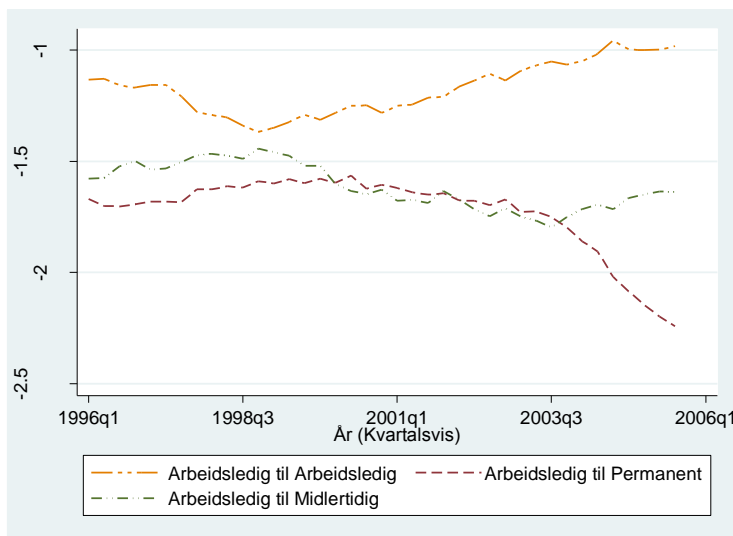
Figur 4.3: Glidende gjennomsnittlig strømningsrate mellom påfølgende kvartaler fra midlertidige stillinger (blå) og arbeidsledighet (rød) til permanente stillinger og fra arbeidsledighet til midlertidige stillinger (grønn), 1996(1)-2005(4), (logaritmisk skala)

Vi utvider figur 4.2 med overgangen fra arbeidsledighet til en midlertidig stilling (grønn kurve) for å kunne fange opp hvilken kanal (midlertidige eller permanente stillinger) individer som er arbeidsledige entrer arbeidsmarkedet gjennom. Figur 4.3 viser således utviklingen i andelene som går ett steg opp i arbeidsmarkedet over perioden, det vil si som går til et høyere tilstandsnivå i neste periode. Siden andelen som er utenfor arbeidsstyrken er såpass liten, er denne ikke rapportert her.

For det første ser vi at andelen som går ifra midlertidig til permanent ansettelse (blå kurve), hele tiden er høyere enn andelene som går fra arbeidsledighet og inn på arbeidsmarkedet. Dette indikerer at arbeidsledige i gjennomsnitt har vanskeligere for å komme inn på arbeidsmarkedet enn midlertidig ansatte har for å oppnå en permanent stilling.

For det andre ser vi at andelen av de arbeidsledige som går over i en midlertidig stilling (grønn kurve) i forhold til de som går direkte inn i en permanent stilling (rød kurve), ser vi at denne var marginalt høyere fram til år 2000. Deretter har disse andelene vært relativt like, med en noe høyere andel som går direkte ut i en permanent stilling fram til 2004, før fallet i de som går direkte fra arbeidsledighet og ut i en permanent stilling har ført til at andelen som går ut i en midlertidig stilling har vært betydelig større de siste årene.

Oppsummert indikerer figur 4.3 at midlertidige stillinger i større grad enn permanente stillinger bidrar til å få arbeidsledige inn på arbeidsmarkedet, og at midlertidige stillinger i større grad øker sjansen for å oppnå en permanent stilling. Det kan således sies å være et todelt springbrett i det norske arbeidsmarkedet: et fra arbeidsledighet til midlertidige stillinger og videre et nytt fra midlertidige stillinger over til permanente stillinger.

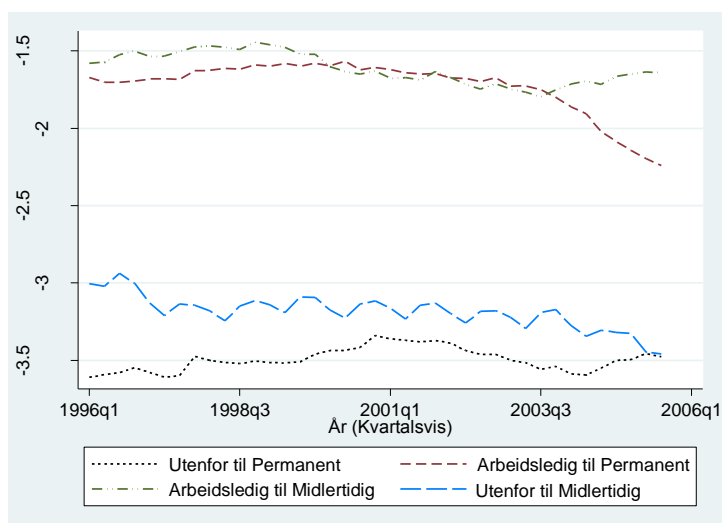


*Figur 4.4: Glidende gjennomsnittlig strømningsrate mellom påfølgende kvartaler fra arbeidsledighet til permanent stilling (rød), midlertidig stilling (grønn) og arbeidsledighet (oransje), 1996(1)-2005(4), (logaritmisk skala)*

For å isolere strømningsratene fra en status som arbeidsledig har vi i figur 4.4 erstattet overgangen fra midlertidig til permanent stilling (fra figur 4.3) med overgangen fra arbeidsledighet til arbeidsledighet (oransje kurve). Figuren avslører at de som forblir i statusen som arbeidsledig mellom to påfølgende kvartaler er økende og gjennomgående høyere enn andelen som går fra arbeidsledighet og inn på arbeidsmarkedet.<sup>22</sup>

Som vi ser av figur 4.4, er noe av grunnen til at andelen som går fra arbeidsledighet til en permanent stilling (rød kurve) er synkende, at andelen som blir værende i arbeidsledighet øker i løpet av perioden. Verdt å merke seg i forhold til dette, er det at andelen som går fra arbeidsledighet og inn på arbeidsmarkedet som midlertidig sysselsatt (grønn kurve), allikevel holder seg stabil.

<sup>22</sup> Vi ser her på gjennomsnittlige overganger mellom to påfølgende kvartaler. Når vi følger individene over lengre perioder som for eksempel fire og syv kvartaler er andelen som fortsatt er arbeidsledige lavere. Den høye overgangsrate fra arbeidsledighet til arbeidsledighet i figur 4.4 vil være påvirket av det faktum at en stor andel av de arbeidsledige i Norge er kortidsledige (NAV.no).



Figur 4.5: Glidende gjennomsnittlig strømningsrate mellom påfølgende kvartaler fra utenfor arbeidsstyrken og arbeidsledighet til henholdsvis permanent og midlertidig stilling, 1996(1)-2005(4), (logaritmisk skala)

Figur 4.5 viser at andelen som går fra arbeidsledighet til permanente stillinger (rød kurve) er vesentlig høyere enn de som kommer fra en posisjon utenfor arbeidsstyrken og inn på arbeidsmarkedet (blå og sort kurve). Dette indikerer at arbeidsledighet ikke er en like passiv tilstand som utenfor arbeidsstyrken. Av de som er utenfor arbeidsstyrken er det flere som kommer inn på arbeidsmarkedet gjennom midlertidige stillinger enn permanente stillinger. For de arbeidsledige har det vært små forskjeller mellom de som kommer inn på arbeidsmarkedet via midlertidige stillinger og permanente stillinger, selv om denne forskjellen som nevnt over har økt de siste årene. Vi merker oss at tendensene for de arbeidsledige og for de utenfor arbeidsstyrken, trekker i motsatt retning ved at andelen som går fra utenfor arbeidsstyrken til en permanent stilling øker noe, mens andelen som går til en midlertidig stilling går noe ned.

## 4.6 Delkonklusjon

De gjennomsnittlige springbretteffektene viser at det å ta en midlertidig stilling i stedet for å være arbeidsledig øker sannsynligheten for å få en permanent jobb med mellom 7,3 og 11 prosent i perioden 1996 til 2005. Resultatene viser spesielt høye effekter av å ta midlertidige stillinger for menn, de med lav utdanning og personer over 30 år. Vi finner også at mens strømningsraten fra en midlertidig stilling til en permanent stilling har holdt seg relativt konstant i hele perioden, har strømningsraten fra arbeidsledighet til permanente stillinger vært avtakende siden 2000. Dette kan tolkes som at midlertidige stillinger som et springbrett til permanente stillinger har fått økt betydning.

Imidlertid kan springbretteffektene være spuriøse. Det kan tenkes at nåværende arbeidsmarkedstilstand og fremtidige strømningsoverganger forårsakes av noen egenskaper ved individet som ikke kan observeres. Det kan for eksempel tenkes at de individene med bedre evner som i større grad aksepterer midlertidige stillinger som et alternativ til arbeidsledighet, også er de samme individene som er mer tilbøyelig til å oppnå permanente stillinger. Springbretteffektene kan således i sin helhet reflektere individer med høyere evner. For å skille ut de spuriøse springbretteffektene fra de reelle gjennomfører vi derfor en økonometrisk analyse.

## **5. ØKONOMETRISK ANALYSE**

I denne delen av utredningen skal vi undersøke nærmere den springbretteffekten vi antydte i den deskriptive analysen i del 4 av utredningen. Ved hjelp av lineære og ikke-lineære sannsynlighetsmodeller ønsker vi å undersøke om man kan finne statistisk signifikante springbretteffekter i Norge.

Den følgende delen vil struktureres som følger. Først vil vi gi en kort presentasjon av datasettet og de mest relevante forklaringsvariablene. Vi beskriver kort hvordan variablene tolkes samt de antatte fortegn vi forventer å finne på koeffisientene. Deretter analyserer vi springbretteffektene ved hjelp av lineære sannsynlighetsmodeller (LPM). Resultatene vil i hovedsak bli tolket i lys av lineære modeller. Imidlertid, for å gjøre analysen mer robust, inkluderer vi også ikke-lineære sannsynlighetsmodeller. Til slutt forsøker vi, så langt som mulig, å sammenligne de ulike metodene vi har benyttet oss av for å forklare springbretteffektene.

### **5.1 Datasettet og utvalget**

I den empiriske analysedelen benytter vi et modifisert utvalg av det opprinnelige AKU-panelet for å kunne rendyrke springbretteffekten. Vi beholder alle individer som enten har vært sysselsatt (permanent eller midlertidig) eller arbeidsledige i alle de åtte periodene som de er med i undersøkelsen. Siden individet da kun kan ta tre tilstander, gjør dette oss i stand til å skille ut effekten av å være arbeidsledig relativt til midlertidig ansatt i tidligere perioder og se

om det er forskjeller mellom strømmingene til en permanent stilling mellom de to. I tillegg fjerner vi de individene som ikke har komplette serier, det vil si de individene som mangler en eller flere observasjoner i løpet av de åtte periodene. Denne transformasjonen gjør at vi ender opp med et balansert panel med 37 200 individer observert over åtte påfølgende kvartaler i perioden mellom 1. kvartal 1996 og 4. kvartal 2005. Det modifiserte utvalget er nærmere beskrevet i tabell 5.1.

TABELL 5.1: DESKRIPTIV STATISTIKK AV MODIFISERT UTVALG

	Gjennomsnitt	Standardavvik	Min	Max
Permanent	0,9399	0,2377	0	1
Midlertidig	0,0516	0,2212	0	1
Arbeidsledig	0,0086	0,0921	0	1
Alder	41,85	11,44	16	74
Kvinne	0,4857	0,4998	0	1
Gift	0,5979	0,4903	0	1
<i>Utdanning</i>				
Ungdomskole	0,1115	0,3148	0	1
Videregående	0,5448	0,4980	0	1
Høgskole/universitet	0,3436	0,4749	0	1
Observasjoner				297 600

I det modifiserte utvalget er 94 prosent permanent ansatt, omlag 5,2 prosent midlertidig ansatt og i underkant av én prosent arbeidsledige. Sammenlignet med det opprinnelige utvalget er andelen av permanent ansatte noe høyere mens andelen av midlertidig ansatte og arbeidsledige er lavere. At andelen av arbeidsledige og midlertidig ansatte reduseres skyldes i hovedsak at relativt mange av disse strømmer ut av arbeidsstyrken, og dermed faller ut av det modifiserte utvalget. Siden få av de permanent ansatte strømmer ut av arbeidsstyrken, vil færre av disse observasjonene droppes.

Gjennomsnittsalderen er i underkant av 42 år. Det er noen flere menn enn kvinner og en overvekt av gifte individer i det modifiserte utvalget. Dette er svært likt det opprinnelige utvalget. 11 prosent av utvalget har ungdomskole som høyeste utdanningsnivå. Majoriteten av utvalget har videregående utdanning mens i underkant av 35 prosent har høyere utdanning. Sammenlignet med det opprinnelige utvalget er det færre med ungdomskole som høyeste

utdanning og flere med høyere utdanning i det modifiserte utvalget.<sup>23</sup> Andelen med videregående skole som høyere utdanning er uendret.

### 5.1.1 Forklaringsvariablene

Vi inkluderer forklaringsvariabler som beskriver personkjennetegn. Som personvariabler har vi inkludert kjønn, utdanning, sivilstatus og alder. Vi skiller mellom tidskonsistente og tidsvarierende forklaringsvariabler, hvor kjønn inngår i den førstnevnte kategorien og alder, utdanning og sivilstatus i den sistnevnte. Personvariablene vil variere over alle individer, og det er naturlig å anta stor variasjon, noe som gjør estimeringen av disse koeffisientene mer presis. I tillegg inkluderer vi kvartalsdummyer for å kontrollere for sesongsvingninger og årsummyer for alle årene for å kontrollere for eventuelle sjokk som påvirker sannsynligheten for en permanent stilling. Enkelte av forklaringsvariablene vi benytter er tilpasset noe fra det opprinnelige AKU-panelet og trenger således noe mer forklaring. Vi gir også en ex-ante beskrivelse av hvilket fortegn de ulike variablene antas å ta.

#### **Kjønn**

Som tidligere nevnt tar kvinner i større grad enn menn midlertidige stillinger. Det er flere forhold som kan forklare dette. En hypotese er at kvinner i større grad enn menn vil ha et mer fleksibelt arbeidsliv for blant annet å kombinere familie og arbeid og derfor i større grad velger å ta midlertidige stillinger. En annen forklaring er at det er mange tradisjonelle kvinneyrker som dominerer bransjene med utbredt bruk av midlertidig sysselsetting. Vi inkluderer således en dummy for kjønn for å kontrollere for om dette påvirker sannsynligheten for permanente ansettelser. Vi antar at denne koeffisienten vil ha et negativt fortegn, siden kvinner er mer tilbøyelige til å ta midlertidige stillinger. Vi er også interessert i å undersøke om kvinner med midlertidige stillinger har større sannsynlighet for å få permanent arbeid i en senere periode enn hvis de var arbeidsledige. For å undersøke dette inkluderer vi et interaksjonsledd mellom lags av arbeidsmarkedsstatus og kjønn.

#### **Utdanning**

I 1. kvartal 2001 kom det en endring i denne variabelen i AKU.<sup>24</sup> Dette innebærer at vi har måttet kode om variabelen for å få konsistente verdier for alle perioder. Dataene har registrert

---

<sup>23</sup> Grunnen til dette er at personer som er utenfor arbeidsstyrken er sterkt korrelert med lavere utdanning. Siden de utenfor arbeidsstyrken droppes i det modifiserte utvalget vil andelen med lav utdanning gå ned.

<sup>24</sup> Endringen gitt ut på at man inkluderte en variabel for påbygning til videregående opplæring. Før 2001 hadde VK1 og VK2 gått under samme kode. Fra 2001 ble dette endret slik at Grunnkurs og VK1 ble lagt inn under samme kode, mens VK2 fikk en egen kode (Bø & Håland 2002).

den høyeste fullførte utdanningen for hvert individ. Variabelen er omkodet på en slik måte at den inneholder tre dummyer: En for ungdomskolenivå og lavere, en for videregående nivå og en siste dummy for universitet og høyskole. I det følgende vil vi kun referere til disse som lav, middels og høy utdanning. Vår antakelse er at høyere utdanning øker sannsynligheten for en permanent stilling. De med høyere observerbare kvalifikasjoner har også gjerne en antatt høyere produktivitet som igjen vil gi et positivt signal overfor arbeidsgivere. Vi vil derfor forvente et positivt fortegn på variabelen for høy utdanning, og tilsvarende et negativt fortegn på variabelen for lav utdanning i vår analyse. For å undersøke om de med høy utdanning og midlertidige stillinger har større sannsynlighet enn arbeidsledige med høy utdanning for å bli permanent ansatt inkluderer vi et interaksjonsledd mellom utdanningsdummyene og lags av permanent stilling, arbeidsledighet og midlertidig stilling.

### **Alder**

Vi antar at alderen vil kunne påvirke sannsynligheten for å få en permanent stilling og kontrollerer således for dette. Vi antar også at effekten av et års økning i alder på sannsynligheten for å få en permanent stilling trolig er avhengig av om man har en høy eller lav alder. Vi legger derfor inn alder kvadrert for å ta hensyn til at effekten av alder avtar over tid og således få mer robuste resultater. Vi vil forvente et positivt fortegn på variabelen over tid, mens vi forventer et negativt fortegn på alder kvadrert i beregningene.

I den deskriptive delen av oppgaven fant vi at de implisitte springbretteffektene var høyere for de over 30 år enn de under 30 år. Vi antar derfor at det er forskjeller i springbretteffekten for unge og gamle. For å teste dette lager vi en modell hvor vi inkluderer en dummy som tar verdien 1 hvis individet er 30 år eller yngre og 0 ellers i stedet for alder. For å skille ut effekten av det å være gammel og ung og forrige periodes arbeidsmarkedstilstand, inkluderer vi et interaksjonsledd for aldersdummyen og arbeidsmarkedstilstand i forrige periode.

### **Sivilstatus**

Vi antar at en persons sivilstatus vil påvirke arbeidsmarkedstilstanden. Grovt sett er det grunn til å anta at personer med status som gift er mer etablert og således trolig har større sannsynlighet for å ha jobb i permanente stillinger. Vi forventer oss derfor et positivt fortegn på denne variabelen. Vi kontrollerer således for dette. Dummyvariabelen tar verdien 1 hvis



individet er gift eller registrert samboer og 0 ellers. Personer som separerte, skilt eller uregistrerte samboere vil således ikke bli registrert som gifte.<sup>25</sup>

### **Øvrige variabler av interesse**

Det er flere forklaringsvariabler som trolig ville kunne ha bidratt med forklaringskraft, men som er utelatt fra modellen av ulike årsaker.<sup>26</sup> Blant annet er ”antall barn under 16 år” utelatt. Dette skyldes at variabelen i stor grad mangler observasjoner og dermed fjerner store deler av utvalget. Vi har allikevel forsøkt å inkludere variabelen i modellen, men resultatene blir ikke signifikante. Heller ikke ved å inkludere interaksjonsleddet mellom kvinne og antall barn under 16 år får vi signifikante verdier. Vi velger derfor å utelate denne variabelen.

Vi har også valgt å utelate de variablene som kun rapporteres ett kvartal hvert år siden disse ville ha redusert utvalget betraktelig, mer presist med 75 prosent. I denne gruppen er det spesielt spørsmålet om man har jobbet i bedriften i mer enn ett år som er interessant. Denne variabelen kan gi oss en indikasjon på erfaringen, men etter å ha vurdert variabelens forklaringskraft opp mot de observasjonene vi mister ved å inkludere den har vi valgt å utelate denne. Vi har heller ikke med noen variabel for næring i analysen. Bakgrunnen for dette, er at vi antar at det ikke er noen vesentlige forskjeller i sannsynligheten for at man er permanent ansatt i de ulike næringene.<sup>27</sup> Siden forskjellene mellom de ulike næringene er så liten, velger vi derfor å utelate denne forklaringsvariabelen i den videre analysen.

Vi har heller ikke inkludert noen rene strukturvariabler i modellene. I AKU er det ikke rapportert noen strukturvariabler, så hvis vi skal inkludere variabler som fanger opp konjunkturmessige forhold må vi legge til disse selv. Vi har forsøkt å estimere en variant av modellen der vi inkluderer en variabel for arbeidsledighetsraten som prosent av arbeidsstyrken i de ulike kvartalene som et mål på konjunktorene. Årsaken til at vi har forsøkt å inkludere denne variabelen er at vi antar at sannsynligheten for en permanent stilling øker i perioder med lav arbeidsledighet. Det viser seg at denne variabelen ikke er signifikant,

---

<sup>25</sup> Det kan tenkes at uregistrerte samboere og personer som tidligere var gift er vel så etablerte som de som er gift og således i større grad har permanente stillinger. Det er derfor en fare for at denne koeffisienten underestimeres.

<sup>26</sup> I den følgende diskusjonen nevner vi noen av de variablene som vi har utelatt, som har vært mye brukt i tilsvarende analyser tidligere. Diskusjonen er derfor på ingen måter uttømmende.

<sup>27</sup> I hovedgruppene av næringer varierer antallet permanent ansatte mellom 88 og 95 prosent av de totalt ansatte i bransjen.

og heller ikke påvirker resultatene våre.<sup>28</sup> Resultatene fra denne modellen er derfor ikke rapportert i utredningen. Vi har i tillegg estimert en variant av modellen der vi har forsøkt å kontrollere for veksttakten i økonomien, gjennom å inkludere endringen i logaritmen til BNP mellom to kvartaler. Heller ikke denne variabelen tilfører modellen noe, og resultatene er derfor ikke rapportert. På bakgrunn av dette, velger vi å la de konjunkturelle effektene fanges opp av årsummyene i vår analyse.<sup>29</sup>

## 5.2 Lineære sannsynlighetsmodeller (LPM)

Vi starter med å estimere en dynamisk lineær sannsynlighetsmodell. Dette gjør vi ved hjelp av en ordinær OLS-regresjon.<sup>30</sup> Modellen har følgende spesifikasjoner:

$$[1] y_{1i,t} = y_{1i,t-1}\rho_{11} + y_{2i,t-1}\rho_{12} + \mathbf{x}'_{i,t}\beta + a_i + u_{i,t}, \quad (i = 1, \dots, N; t=1,2,\dots, 8)$$

Hvor  $y_{1i,t}$  er en indikatorvariabel som er lik 1 hvis individet  $i$  i periode  $t$  er i en permanent stilling og 0 ellers. Dynamikken i modellen blir tatt hensyn til ved å se på lags av dummy for en permanent kontrakt,  $y_{1i,t}$ , og lags av en dummy for arbeidsledighet,  $y_{2i,t}$ . Siden det kun er tre mulige tilstander i det modifiserte datasettet vil vi ved å inkludere disse to dummyene rapportere resultatene relativt til midlertidig sysselsetting.  $\mathbf{x}'_{i,t}$  er forklaringsvektoren som betegner observerbare karakteristika ved individene,  $a_i$  er de tidskonstante uobserverbare heterogenitetene og  $u_{i,t}$  er det idiosynkratiske feilleddet som i denne modellen er antatt å være serieukorrelerert med forventningsverdi lik null, det vil si at:  $E(u_{i,t} | y_{1i,t-1}, y_{2i,t-1}, \mathbf{x}'_{i,t}, a_i) = 0$

Koeffisienten av interesse er i all hovedsak  $\rho_{12}$ , som beskriver den relative sannsynligheten for å få en permanent kontrakt gitt status som arbeidsledig i forhold til midlertidig ansatt et kvartal tidligere. Om hypotesen vår, om at det er springbretteffekter i det norske arbeidsmarkedet, er korrekt skal denne koeffisienten ha et negativt fortegn.

<sup>28</sup> Årsaken til dette kan være at det er lite variasjon i variabelen. Tidligere studier (Se for eksempel Picchio (2008) og Booth (2002)) inkluderer ofte en regional arbeidsledighetsrate for å kontrollere for de strukturelle forholdene. Dette har vi dessverre ikke muligheten til å gjøre, siden vi ikke kan hente ut informasjon om hvor individene i AKU kommer fra.

<sup>29</sup> Det finnes selvfølgelig mange ulike metoder man kan benytte seg av for å se på de konjunkturelle forholdene. Imidlertid krever disse modellene at man må ta mange forutsetninger med tanke på tidspunktet for høy- og lavkonjunkturer. Vi føler derfor at det er tilstrekkelig for vårt formål å fange opp disse effektene ved å kontrollere for år i analysen.

<sup>30</sup> Se Vedlegg 2 for forutsetningene for bruk av en OLS-regresjon.

Estimatene fra den helt enkle lineære sannsynlighetsmodellen, før vi kontrollerer for observerbare effekter (modell 1), viser at det er 31 prosent sannsynlighet for å bli permanent ansatt hvis man var midlertidig ansatt i forrige periode (tabell 5.2). For de som hadde status som arbeidsledige ett kvartal tidligere er den samme sannsynligheten 28 prosent. Estimatene viser dermed at det er om lag tre prosentpoeng høyere sannsynlighet for å oppnå en permanent stilling hvis man et kvartal tidligere hadde en midlertidig stilling i stedet for å være arbeidsledig. Dette innebærer at selv i den enkleste versjonen av modellen finner vi antydninger til en springbretteffekt i det norske arbeidsmarkedet.

For å rendyrke effekten av arbeidsmarkedstilstanden i forrige periode, utvider vi den enkle modellen med ytterligere forklaringsvariabler som kan tenkes å virke inn på sannsynligheten for å være permanent ansatt. I modell 2 benytter vi oss av variablene som beskriver personkjennetegn; alder, alder kvadrert, kjønn, sivilstatus og utdanning. I tillegg inkluderer vi dummyvariabler for kvartal og år for å kontrollere for sesongeffekter og eventuelle sjokk i perioden.

Resultatene fra estimeringen av modell 2, er rapportert under. Vi ser nå at effekten av arbeidsmarkedstilstanden i forrige periode har mindre å si, siden koeffisientene på alle de tre ulike arbeidsmarkedstilstandene blir lavere når vi kontrollerer for de observerbare effektene. Hovedresultatet er allikevel det samme som tidligere: Sannsynligheten for å være permanent ansatt er i overkant av 3 prosentpoeng høyere hvis man var midlertidig ansatt i forrige periode i forhold til om man var arbeidsledig. Av forklaringsvariablene vi har inkludert, ser vi at alder er svært positiv og signifikant. Dette er i tråd med hva vi forventet. Det kvadrerte leddet er også signifikant, men effekten er svært liten. Dummyen for kvinne er som vi hadde forventet negativ og signifikant. Dummyen for sivilstatus er positiv, og effekten av å være gift på sannsynligheten for en permanent stilling er dermed også i tråd med det vi hadde ventet oss.

Utdannelsesdummyen er kun signifikant for de med høy utdanning, og sier oss at sannsynligheten for en permanent stilling synker for de med en høyere utdanning enn videregående skole. Dette er noe overraskende, siden vi hadde forventet at en person med en høyere utdanning hadde hatt lettere for å få en permanent stilling. Vi kommer tilbake til en grundigere drøfting av variabelen for utdanning nedenfor.

Vi ser av modell 1 og modell 2 at personer som tar midlertidige stillinger og dermed opparbeider seg erfaring og kunnskap, har en fordel fremfor arbeidsledige i forhold til å oppnå en permanent stilling i det norske arbeidsmarkedet.

TABELL 5.2: SANNSYNLIGHETEN FOR PERMANENT KONTRAKT MELLOM PÅFØLGENDE KVARTALER (LPM)

	Modell1		Modell2		Modell 3	
	Koeff.	St.avk.	Koeff.	St.avk.	Koeff.	St.avk.
Permanent <sub>t-1</sub>	0,682***	0,004	0,673***	0,004	0,662***	0,005
Arbeidsledig <sub>t-1</sub>	-0,029***	0,010	-0,031***	0,010	-0,026*	0,014
Alder			0,003***	0,000	0,003***	0,000
Alder2			-0,000***	0,000	-0,000***	0,000
Kvinne			-0,006***	0,001	-0,007***	0,001
Gift			0,005***	0,001	0,004***	0,001
<i>Utdannelse</i>						
Lav			-0,000	0,001	---	---
Høy			-0,003***	0,001	---	---
<i>Sesongeffekter</i>						
Kvartal2			0,001	0,001	0,001	0,001
Kvartal3			0,000	0,001	0,001	0,001
Kvartal4			0,001	0,001	0,001	0,001
<i>Interaksjonsledd (Status og utd.)</i>						
Midl <sub>t-1</sub> *lav			---	---	0,051***	0,014
Midl <sub>t-1</sub> *høy			---	---	-0,042***	0,008
Arbl <sub>t-1</sub> *lav			---	---	-0,034	0,265
Arbl <sub>t-1</sub> *høy			---	---	-0,037*	0,218
Perm <sub>t-1</sub> *lav			---	---	-0,002***	0,001
Perm <sub>t-1</sub> *høy			---	---	-0,001	0,000
Konstantledd	0,310***	0,004	0,248***	0,007	0,254***	0,008
Observasjoner	260 400		260 400		260 400	
Korrekt predikert	92,86		92,86		92,86	
Pseudo R <sup>2</sup>	0,5355		0,5375		0,5383	

Note: Det er benyttet robuste standardavvik (White) i modellene. Årsdummyer er inkludert i modellene, men utelatt fra tabellen for å forenkle fremstillingen. \*\*\*1% signifikansnivå, \*\*5% signifikansnivå, \*10% signifikansnivå.

TABELL 5.2 FORTSETTER

	Modell 4		Modell 5	
	Koeff.	St.avk.	Koeff.	St.avk.
Permanent <sub>t-1</sub>	0,646***	0,007	0,695***	0,005
Arbeidsledig <sub>t-1</sub>	-0,051***	0,015	-0,057***	0,013
Alder	0,003***	0,000	---	---
Alder2	-0,000***	0,000	---	---
Kvinne	---	---	-0,006***	0,000
Gift	0,005***	0,000	0,007***	0,000
<i>Utdannelse</i>				
Lav	-0,000	0,001	-0,000	0,001
Høy	-0,003***	0,001	-0,000***	0,000
<i>Sesongeffekter</i>				
Kvartal2	0,001	0,001	0,001	0,000
Kvartal3	0,000	0,001	0,000	0,000
Kvartal4	0,001	0,001	0,000	0,000
<i>Interaksjonsledd (Status og kjønn)</i>				
Midl <sub>t-1</sub> *kvinne	-0,047***	0,008	---	---
Arbl <sub>t-1</sub> *kvinne	-0,018	0,019	---	---
Perm <sub>t-1</sub> *kvinne	-0,004***	0,000	---	---
<i>Interaksjonsledd (Status og alder&lt;30)</i>				
Midl <sub>t-1</sub> *alder<30	---	---	0,026***	0,008
Arbl <sub>t-1</sub> *alder<30	---	---	0,088**	0,019
Perm <sub>t-1</sub> *alder<30	---	---	-0,022***	0,001
Konstantledd	0,271***	0,009	0,300***	0,006
Observasjoner	260 400		260 400	
Korrekt predikert	92,86		92,86	
Pseudo R <sup>2</sup>	0,5379		0,5381	

Note: Det er benyttet robuste standardavvik (White) i modellene. Årsdummyer er inkludert i modellene, men utelatt fra tabellen for å forenkle fremstillingen. \*\*\*1% signifikansnivå, \*\*5% signifikansnivå, \*10% signifikansnivå.

Det er naturlig å tenke seg at sannsynligheten for å få en permanent stilling vil være avhengig av utdanningsnivå, og at individers arbeidsmarkedstilstand en periode tidligere i tillegg er avhengig av utdanningsnivået. Vi er også interessert i å se nærmere på effekten av utdanning for de ulike arbeidsmarkedstilstandene. For å inkludere denne effekten inkluderer vi et interaksjonsledd mellom utdanningsnivå og arbeidsmarkedstilstand i forrige periode. Dette er rapportert i modell 3 i tabell 5.2.

Referanseverdien her er personer med videregående utdanning. For disse finner vi den samme effekten som vi tidligere har sett, nemlig at sannsynligheten for en permanent stilling i neste periode er større for de som var midlertidig ansatt, enn for de som var arbeidsledige. Det er allikevel verdt å merke seg at denne effekten er svakere enn tidligere.

For gruppen som er lavt utdannet, der vi tidligere ikke fant noen signifikant effekt, finner vi nå signifikante effekter både for de som var midlertidig og permanent ansatt i forrige periode. For de midlertidige ansatte er effekten positiv, slik at de har en større sannsynlighet for å bli permanent ansatt i neste periode enn de med middels utdanning. For de med en permanent stilling i forrige periode finner vi den motsatte effekten: De med lav utdanning og permanent stilling ett kvartal tidligere har mindre sannsynlighet for å være permanent ansatt i neste periode enn de med middels utdanning. Koeffisienten for de arbeidsledige er også negativ, men ikke signifikant forskjellig fra null.

På bakgrunn av dette, ser vi at springbretteffekten er mye større for de med lav utdanning enn for de med middels utdanning. Forskjellen i sannsynligheten for en permanent stilling for de med lav utdanning, gitt at de var henholdsvis arbeidsledige og midlertidig ansatt i forrige periode, er på om lag 8 prosentpoeng etter ett kvartal.

For de med høy utdanning, finner vi at koeffisienten er negativ og signifikant både for de som var midlertidig ansatt og for de arbeidsledige i forrige periode. Effekten er sterkest for de som i utgangspunktet var midlertidig ansatt. Dette innebærer at det er mindre sannsynlig med en permanent stilling i neste periode for de høyt utdannede, enn for de som kun har en middels høy utdanning.

På bakgrunn av dette, ser vi at vi har en lavere springbretteffekt for de med høy utdanning enn for de med middels og lav utdanning. En forklaring på dette kan tenkes å være at de med høy utdanning, som har høy observerbar kunnskap, i mindre grad har behov for midlertidige stillinger for å oppnå permanent status enn de med middels høy utdanning og lettere går direkte fra arbeidsledighet til permanent stilling.

Som nevnt under beskrivelsen av variablene ovenfor, antar vi at kvinner er mer tilbøyelige til å ta midlertidige kontrakter enn menn. For å rendyrke denne effekten har vi inkludert et interaksjonsledd mellom kjønn og arbeidsmarkedstilstanden i forrige periode i modell 4 i tabell 5.2. Vi finner at kvinner som var permanent og midlertidig ansatte i forrige periode, har lavere sannsynlighet enn menn for å få en permanent stilling. Dette er som forventet. For de som var arbeidsledige i forrige periode er koeffisienten også negativ, men denne er ikke signifikant. I tillegg ser vi at koeffisienten for de kvinnene som var permanent ansatte i forrige

periode, er svært lav, slik at det virker som at forskjellene mellom kvinner og menn blant de som var permanent ansatt i forrige periode er neglisjerbar.

Referansekategorien i modell 4 er menn, og for disse finner vi at det er en høyere sannsynlighet for å få en permanent stilling hvis de ett kvartal tidligere var i en midlertidig stilling enn hvis de var arbeidsledige. Denne springbretteffekten er på om lag 5 prosentpoeng hos menn etter ett kvartal. Tallene vi har i tabellen ovenfor antyder en liten springbretteffekt også for kvinner, men siden koeffisienten for arbeidsledige kvinner ikke er signifikant, kan vi ikke konkludere med en klar springbretteffekt for kvinnene i utvalget. Derfor kan vi konstatere at springbretteffekten er sterkere for menn enn for kvinner.

Som vi beskrev i den deskriptive analysen i del 4 av oppgaven, virker det som om springbretteffekten er sterkere for eldre enn for yngre personer. For å isolere denne effekten, inkluderer vi et interaksjonsledd mellom arbeidsmarkedsstatus i forrige periode og en aldersdummy for personer som er under 30 år i modellen vår. Resultatene er rapportert i Modell 5 i tabell 5.2.

For personer som er eldre enn 30 år, finner vi en klar springbretteffekt i modellen vår. Blant de over 30 år finner vi at det å ta en midlertidig stilling i stedet for å være arbeidsledig øker sannsynligheten for å oppnå en permanent stilling ett kvartal senere med seks prosentpoeng. For den yngre andelen av utvalget, finner vi derimot ikke denne effekten. Yngre personer som var arbeidsledige i forrige periode, har faktisk en større sannsynlighet for å få en fast stilling i neste periode enn yngre personer som var midlertidig ansatte. Vi kan dermed konkludere med at vi ikke finner noen springbretteffekt for personene under 30 år i utvalget vårt.

Vi kan dermed trekke slutningen at eldre individer i større grad er avhengige av midlertidige kontrakter for å oppnå et mer langsiktig og stabilt arbeid. For de yngre individene er det motsatt. Dette kan henge sammen med at yngre personer gjerne er mer aktive i jobbsøkerprosessen også når de har status som arbeidsledige. Samtidig er det trolig at mange av de unge og nyutdannede går under kategorien arbeidsledige før de skaffer seg en permanent stilling for første gang, og dermed er det naturlig med en høy andel unge som går fra arbeidsledighet og til en permanent stilling.

### 5.2.1 Utvidelse av tidsdimensjonen

Det er ikke noe fasitsvar på hvor lang tid en person bør være i en midlertidig stilling før individet kan sies å oppleve en springbretteffekt. Sett i lys av humankapitalteori vil det være naturlig å tenke seg at individet akkumulerer humankapital i den midlertidige stillingen etter hvert som tiden går.<sup>31</sup> Det er derfor naturlig å tenke seg at den fordelen et individ opparbeider seg ved å være midlertidig ansatt i stedet for arbeidsledig også øker over tid. Ser vi springbretteffektene i lys av denne teorien vil ett kvartal trolig være en for kort tidsperiode til å akkumulere tilstrekkelig humankapital for å oppnå en betydelig fordel i forhold til arbeidsledige.

En mer reell springbretteffekt kommer således trolig etter mer enn ett kvartal. I tillegg kan det tenkes å være visse strukturelle begrensninger, for eksempel kontraktsbindinger, som vil gjøre at overgangssannsynligheten fra midlertidige til permanente stillinger i løpet av ett kvartals tidsrom blir estimert for lavt. Samtidig er varigheten på arbeidsledigheten i Norge kort. I følge NAV sin registrering av helt ledige i perioden 1996 til 2005, er i gjennomsnitt 54 prosent av arbeidsledige i under ett kvartal (NAV.no). Dette innebærer at det er en fare for at vi vil overestimere sannsynligheten av å gå fra arbeidsledighet til en permanent stilling relativt til sannsynligheten av å gå fra en midlertidig til en permanent stilling, altså underestimere springbretteffekten, ved kun å se på ett kvartals lag. Det vil derfor være viktig for analysens robusthet å undersøke om springbretteffektene endres når vi følger individene over lengre perioder.

Zilj et al. (2004) sin studie viser at springbretteffekten øker markant over tid. De finner en marginal springbretteffekt etter seks måneder, men at denne er på hele 28 prosent etter fem år. Booth et al. (2002) finner at perioden som midlertidig ansatt før man strømmes til en permanent stilling i gjennomsnitt er på mellom 18 måneder og tre og et halvt år. Argumentene ovenfor kan således forsvare at man bør se på lengre perioder enn ett kvartal for å få frem de reelle springbretteffektene.

---

<sup>31</sup> Humankapitalteorien betrakter gjerne økt utdanning eller annen kompetanseutvikling som investering i humankapital. I vårt tilfelle tenker vi hovedsakelig på bedriftsinterne investeringer som kursing og mer uformell opplæring som øker produktiviteten til de ansatte (NOU 1997:25).



Det vil imidlertid være slik at jo lengre lag vi ser på jo flere kombinasjonsmuligheter er det for å ende opp i en permanent stilling.<sup>32</sup> Således vil de modellene som har lengre lags ha en ulempe siden vi ikke kan undersøke hvilken tilstand individet har tatt i perioden mellom de kvartalene vi ser på. Siden vi ikke har anledning til å undersøke mellomtilstandene vil det være en fare for at vi enten overestimerer eller underestimerer springbretteffektene ved å se på en lengre tidshorisont. I tillegg medfører det å se på lengre tidsperioder at utvalget vil reduseres med 1/7 av observasjonene for hvert ekstra lag. Det er altså fordeler og ulemper ved å se på lags av høyere orden.

Vi velger, i tillegg til utgangsmodellen ovenfor, å presentere to modeller som tar for seg overgangssannsynlighetene etter henholdsvis to og fire kvartaler. Vi benytter de samme forklaringsvariablene og interaksjonsleddene i disse for å kunne sammenligne de ulike modellene og se om hovedkonklusjonene endres. I tabellen under (tabell 5.3) presenteres resultatene for modellen basert på to kvartaler.

---

<sup>32</sup> Generelt vil det være tre ganger så mange muligheter for hvert ekstra lag. Dette innebærer for eksempel at et individ som er arbeidsledig i periode  $t$  har tre mulige veier for å strømme til en permanent stilling i periode  $t+2$  og ni muligheter for å bli permanent ansatt i periode  $t+3$  osv.

TABELL 5.3: SANNSYNLIGHETEN FOR PERMANENT KONTRAKT ETTER TO KVARTALER (LPM)

	Modell 2 t-2		Modell 3 t-2		Modell 4 t-2		Modell 5 t-2	
	Koeff.	St.avk.	Koeff.	St.avk.	Koeff.	St.avk.	Koeff.	St.avk.
Permanent <sub>t-2</sub>	0,500***	0,005	0,482***	0,006	0,467***	0,007	0,523***	0,006
Arbeidsledig <sub>t-2</sub>	-0,044***	0,012	-0,025***	0,016	-0,077***	0,017	-0,076***	0,016
Alder	0,005***	0,000	0,005***	0,000	0,005***	0,000	---	---
Alder <sup>2</sup>	-0,000***	0,000	-0,000***	0,000	-0,000***	0,001	---	---
Kvinne	-0,010***	0,001	-0,010***	0,001	---	---	-0,009***	0,001
Gift	0,008***	0,001	0,010***	0,001	0,008***	0,001	0,011***	0,001
<i>Utdannelse</i>								
Lav	-0,000	0,001	---	---	-0,000	0,001	0,000	0,001
Høy	-0,000	0,001	---	---	-0,005***	0,001	-0,005***	0,001
<i>Sesongeffekter</i>								
Kvartal2	0,001	0,001	0,001	0,001	0,001	0,001	0,001	0,001
Kvartal3	0,001	0,001	0,001	0,001	0,001	0,001	0,000	0,001
Kvartal4	0,001	0,001	0,001	0,001	0,001	0,001	0,001	0,001
<i>Interaksjonsledd (Status og utd.)</i>								
Midl <sub>t-2</sub> *lav	---	---	0,052***	0,016	---	---	---	---
Midl <sub>t-2</sub> *høy	---	---	-0,048***	0,010	---	---	---	---
Arbl <sub>t-2</sub> *lav	---	---	-0,052*	0,032	---	---	---	---
Arbl <sub>t-2</sub> *høy	---	---	-0,084***	0,026	---	---	---	---
Perm <sub>t-2</sub> *lav	---	---	-0,002**	0,001	---	---	---	---
Perm <sub>t-2</sub> *høy	---	---	-0,002***	0,001	---	---	---	---
<i>Interaksjonsledd (Status og kjønn)</i>								
Midl <sub>t-2</sub> *kvinne	---	---	---	---	-0,053***	0,010	---	---
Arbl <sub>t-2</sub> *kvinne	---	---	---	---	0,005	0,022	---	---
Perm <sub>t-2</sub> *kvinne	---	---	---	---	-0,008***	0,000	---	---
<i>Interaksjonsledd (Status og alder &lt;30)</i>								
Midl <sub>t-2</sub> *alder<30	---	---	---	---	---	---	0,028***	0,009
Arbl <sub>t-2</sub> *alder<30	---	---	---	---	---	---	0,103***	0,022
Perm <sub>t-2</sub> *alder<30	---	---	---	---	---	---	-0,032***	0,001
Konstantledd	0,380***	0,009	0,386***	0,010	0,404***	0,010	0,466***	0,007
Observasjoner	223 184		223 184		223 184		223 184	
Korrekt predikert	89,81		89,67		89,68		89,78	
Pseudo R <sup>2</sup>	0,5355		0,5375		0,5383		0,5379	

Note: Det er benyttet robuste standardavvik (White) i modellene. Årsdummyer er inkludert i modellene, men utelatt fra tabellen for å forenkle fremstillingen. \*\*\*1% signifikansnivå, \*\*5% signifikansnivå, \*10% signifikansnivå.

Det å ha en midlertidig ansettelse for to perioder siden, øker sannsynligheten for å ha en permanent stilling i dag. Mens sannsynligheten etter ett kvartal er på 24,8 prosent i modellen med alle forklaringsvariablene og uten interaksjonsledd, øker denne sannsynligheten til 38 prosent når vi ser på arbeidsmarkedsstatusen for to perioder siden. Den samme effekten finner vi også for de som var arbeidsledige for to perioder siden, der sannsynligheten for å ha en permanent stilling i dag, øker fra 21,7 prosent til 33,6 prosent. På bakgrunn av at andelen langtidsledige er lav i Norge, er det naturlig at sannsynligheten for å komme inn på arbeidsmarkedet øker over tid.

Samtidig finner vi at den relative sannsynligheten for å oppnå en permanent kontrakt gitt at man var midlertidige ansatt i forhold til arbeidsledig øker når man tar utgangspunkt i en lengre tidsperiode. Etter et halvt år er springbretteffekten 4,4 prosentpoeng når vi kontrollerer for observerbare effekter.

Hvis vi tar for oss et enda lengre tidsperspektiv og ser på sannsynligheten for permanent stilling i forhold til arbeidsmarkedstilstanden fire kvartaler tidligere, får vi resultatene som er rapportert i tabell 5.4. Vi ser av denne at resultatene forsterkes ytterligere. Både sannsynligheten for å ha gått fra en midlertidig stilling til en permanent stilling, og sannsynligheten for å ha gått fra en arbeidsledighet til en permanent stilling øker ytterligere etter ett år, til henholdsvis 51,8 prosent og 47,5 prosent. Dette betyr at det å være midlertidig ansatt i stedet for å være arbeidsledig øker sannsynligheten for en permanent stilling fire kvartaler senere med 4,3 prosentpoeng. Sammenligner vi dette med resultatene fra tokvartalsmodellene, ser vi at springbretteffekten er 0,1 prosentpoeng lavere etter ett år. Dette er ikke det vi hadde forventet i henhold til humankapitalteorien. En mulig forklaring er at en del av de som var arbeidsledige for fire kvartaler siden i løpet av perioden har gått veien via en midlertidig stilling for å skaffe seg en permanent jobb.<sup>33</sup> Dette vil i så fall innebære at vi overestimerer overgangssannsynligheten fra arbeidsledighet til en permanent stilling.

---

<sup>33</sup> En enkel regresjon med midlertidig ansatt som uavhengig variabel, og arbeidsmarkedstilstanden i forrige periode som uavhengige variabler, viser for eksempel at det er 31,8 prosent sannsynlig at man går fra arbeidsledighet til en posisjon som midlertidig ansatt. Også strømningsraten som er rapportert i tabell 4.2 viser at en betydelig andel av de arbeidsledige går til en midlertidig stilling ett kvartal senere (20,2 prosent i tabellen; 28,9 prosent hvis vi justerer for de som forsvinner ut av arbeidsstyrken eller ikke har rapportert tilstanden.)

TABELL 5.4: SANNSYNLIGHETEN FOR PERMANENT KONTRAKT ETTER FIRE KVARTALER (LPM)

	Modell 2 t-4		Modell 3 t-4		Modell 4 t-4		Modell 5 t-4	
	Koeff.	St.avk	Koeff.	St.avk	Koeff.	St.avk	Koeff.	St.avk
Permanent <sub>t-4</sub>	0,328***	0,005	0,319***	0,007	0,302***	0,008	0,352***	0,007
Arbeidsledig <sub>t-4</sub>	-0,043***	0,014	-0,038***	0,019	-0,075*	0,019	-0,078***	0,019
Alder	0,005***	0,000	0,005***	0,000	0,005***	0,000	---	---
Alder <sup>2</sup>	-0,000***	0,000	-0,000***	0,000	-0,000***	0,001	---	---
Kvinne	-0,011***	0,001	-0,005***	0,001	---	---	-0,011***	0,001
Gift	0,010***	0,001	0,010	0,001	0,010***	0,001	0,014***	0,001
<i>Utdannelse</i>								
Lav	-0,001	0,002	---	---	-0,001	0,001	-0,000	0,002
Høy	-0,007***	0,001	---	---	-0,007***	0,001	-0,006***	0,001
<i>Sesongeffekter</i>								
Kvartal2	0,001	0,001	0,001	0,001	0,001	0,001	0,001	0,001
Kvartal3	0,002	0,001	0,000	0,001	0,001	0,001	0,001	0,001
Kvartal4	-0,000	0,001	-0,000	0,001	-0,000	0,001	-0,000	0,001
<i>Interaksjonsledd (Status og utd.)</i>								
Mid <sub>t-4</sub> *lav	---	---	0,046***	0,017	---	---	---	---
Mid <sub>t-4</sub> *høy	---	---	-0,039***	0,011	---	---	---	---
Arbl <sub>t-4</sub> *lav	---	---	-0,076**	0,037	---	---	---	---
Arbl <sub>t-4</sub> *høy	---	---	-0,008	0,029	---	---	---	---
Perm <sub>t-4</sub> *lav	---	---	-0,002*	0,001	---	---	---	---
Perm <sub>t-4</sub> *høy	---	---	-0,004***	0,000	---	---	---	---
<i>Interaksjonsledd (Status og kjønn)</i>								
Mid <sub>t-4</sub> *kvinne	---	---	---	---	-0,051***	0,010	---	---
Arbl <sub>t-4</sub> *kvinne	---	---	---	---	0,004	0,026	---	---
Perm <sub>t-4</sub> *kvinne	---	---	---	---	-0,009***	0,001	---	---
<i>Interaksjonsledd (Status og alder &lt;30)</i>								
Mid <sub>t-4</sub> *alder<30	---	---	---	---	---	---	0,013	0,009
Arbl <sub>t-4</sub> *alder<30	---	---	---	---	---	---	0,091***	0,026
Perm <sub>t-4</sub> *alder<30	---	---	---	---	---	---	-0,036***	0,002
Konstantledd	0,518***	0,010	0,523***	0,011	0,540***	0,012	0,626***	0,007
Observasjoner	148 797		148 797		148 797		148 797	
Korrekt predikert	93,99		93,96		93,99		93,99	
Pseudo R <sup>2</sup>	0,1936		0,1946		0,1942		0,1935	

Note: Det er benyttet robuste standardavvik (White) i modellene. Årsdummyer er inkludert i modellene, men utelatt fra tabellen for å forenkle fremstillingen. \*\*\*1% signifikansnivå, \*\*5% signifikansnivå, \*10% signifikansnivå.

Modellene i tabellene 5.3 og 5.4 ovenfor viser at blant gruppen som har lav utdanning har man både etter et halvt år og etter ett år en tydelig springbretteffekt av å være midlertidig ansatt i forhold til å gå arbeidsledig. Sannsynligheten for å oppnå en permanent stilling, gitt at individet hadde lav utdanning og var midlertidig ansatt, er på 43,8 prosent etter et halvt år og 56,9 prosent etter ett år. Samme sannsynlighet for de som var arbeidsledige et halvt og ett år tidligere er på henholdsvis 30,9 og 40,9 prosent. Dette indikerer en springbretteffekt på 13 prosentpoeng etter et halvt år og 16 prosentpoeng etter ett år av å ha hatt en midlertidig stilling i den initiale perioden i stedet for å ha vært arbeidsledig for gruppen med lav

utdanning. De med lav utdanning har altså betydelig nytte av å være i midlertidige stillinger med tanke på å oppnå permanent arbeid.

For referansegruppen middels høy utdanning finner vi en springbretteffekt på om lag 2,5 prosentpoeng etter et halvt år og 3,8 prosentpoeng etter ett år. For de med høy utdanning finner vi en springbretteffekt på rundt 6 prosentpoeng etter et halvt år (33,8 prosent i forhold til 27,7 prosent), mens vi ikke finner noen springbretteffekt for denne gruppen etter ett år.

Sammenligner vi disse tallene med springbretteffektene som vi kom fram til etter en periode, ser vi at springbretteffekten for de lavt utdannede er enda sterkere når vi utvider tidsdynamikken med flere kvartaler. For denne gruppen øker altså sannsynligheten for å skaffe seg en permanent stilling over tid, gitt at de var midlertidig ansatte i stedet for arbeidsledige. Vi finner den samme tendensen blant de med en middels utdanning, der springbretteffekten blir sterkere og mer signifikant over tid. For gruppen med høy utdanning finner vi den høyeste springbretteffekten etter et halvt år. Springbretteffekten etter et kvartal er liten, mens vi ikke har noen springbretteffekt etter ett år.

At vi ikke finner den samme effekten hos de med høy utdanning kan skyldes at det å ha høye observerbare kvalifikasjoner gjør denne gruppen attraktive for permanente stillinger uavhengig om de kommer fra midlertidige stillinger eller fra arbeidsledighet. Samtidig kan springbretteffekten som man finner etter et halvt år, være en indikasjon på treghetene i arbeidsmarkedet og at det tar litt tid for de med høyere utdanning å komme seg inn på arbeidsmarkedet.

For menn viser resultatene at det å ta en midlertidig stilling virker positivt inn på sannsynligheten for å få en permanent stilling i forhold til å være arbeidsledig, både etter et halvt år og etter ett år. Det å ta en midlertidig stilling i stedet for å være arbeidsledig øker sannsynligheten for å få en permanent stilling med henholdsvis 7,7 prosentpoeng etter et halvt år og 7,5 prosentpoeng etter ett år. For kvinner finner vi antydninger til en liten springbretteffekt på rundt 2,4 prosentpoeng både etter et halvt år og etter ett år. Denne effekten er ustabil, siden vi ikke finner noen signifikante forskjeller mellom arbeidsledige menn og kvinner. Springbretteffekten i dette tilfellet preges derfor av at midlertidig ansatte kvinner har en høyere sannsynlighet enn arbeidsledige menn for å få en permanent stilling.

Siden vi ikke kan si noe sikkert om koeffisienten for arbeidsledige kvinner i disse to periodene, skal vi være forsiktige med å legge for mye i denne springbretteffekten.

Sammenligner vi med de resultatene vi kom fram til etter ett kvartal, ser vi at vi har en økende springbretteffekt for menn når vi tar tidsperspektivet med i betraktningen. For kvinner finner vi også antydninger til en økende springbretteffekt, selv om den fortsatt er lav. Resultatene indikerer derfor at selv om midlertidige stillinger domineres av kvinner, er det menn som i størst grad drar fordeler av denne posisjonen med tanke på å oppnå permanente stillinger.

Individer som er eldre enn 30 år og som tar midlertidige stillinger i stedet for å være arbeidsledige har en større sannsynlighet for oppnå permanente stillinger. Eldre som har en midlertidig stilling har en 7,6 prosentpoeng større sannsynlighet for å oppnå en permanent stilling enn eldre arbeidsledige etter et halvt år. Etter ett år øker denne effekten til 7,8 prosentpoeng.

For de i utvalget under 30 år finner vi ingen springbretteffekt. Etter et halvt år er det like sannsynlig å finne en permanent stilling uavhengig om man var arbeidsledig eller midlertidig ansatt i utgangspunktet, mens det etter ett år faktisk er litt mer sannsynlig å få en permanent stilling dersom man var arbeidsledig i utgangspunktet.

Sammenligner vi dette med resultatene vi fikk i vår opprinnelige modell etter ett kvartal, ser vi at springbretteffekten for de eldre personene øker noe med tiden. For de yngre personene i utvalget finner vi ingen springbretteffekt etter ett kvartal, og disse resultatene er de samme også når vi tar hensyn til et tidsperspektiv på to og fire kvartaler. Det virker således å være et relativt konsistent resultat at eldre personer som velger å ta en midlertidig stilling har en fordel i forhold til de som er arbeidsledige med tanke på å oppnå en permanent stilling. Vi har imidlertid ikke grunnlag for si at yngre personer har den samme fordel av å ta midlertidige stillinger. Det er interessant å se at selv om det er flest yngre personer som er midlertidig ansatt, er det de eldre personene som har størst nytte av midlertidige stillinger med tanke på å skaffe seg en permanent stilling.

TABELL 5.5: SANNSYNLIGHETEN FOR PERMANENT KONTRAKT (SAMLET TIDSDYNAMIKK)

	Modell1 (t-1)		Modell2 (t-2)		Modell 3 (t-4)		Modell 4 (t-7)	
	Koeff.	St.avk.	Koeff.	St.avk.	Koeff.	St.avk.	Koeff.	St.avk.
Permanent	0,988***	0,000	0,982***	0,000	0,978***	0,000	0,977***	0,000
Arbeidsledig	0,277***	0,009	0,430***	0,011	0,591***	0,129	0,731***	0,019
Midlertidig	0,306***	0,004	0,472***	0,004	0,633***	0,005	0,779***	0,007
Observasjoner	260 400		223 200		148 800		37 200	

Note: Det er benyttet robuste standardavvik (White) i modellene. Års- og kvartalsdummys er inkludert i modellene, men utelatt fra tabellen for å forenkle fremstillingen. \*\*\*1% signifikansnivå, \*\*5% signifikansnivå, \*10% signifikansnivå.

Både individer som er arbeidsledige og midlertidig ansatte i utgangspunktet øker sannsynligheten for en permanent stilling når vi ser på lengre tidshorisonter. For eksempel finner vi at for de arbeidsledige øker sannsynligheten for en permanent stilling fra 27,7 prosent etter ett kvartal til 73,1 prosent etter syv kvartaler. For de med midlertidige stillinger er de samme sannsynlighetene 30,6 prosent etter ett kvartal og 77,9 prosent etter syv kvartaler (tabell 5.5). Springbretteffekten som de med midlertidige stillinger har relativt til de arbeidsledige i forhold til å oppnå en permanent stilling, øker også i løpet av perioden til 4,8 prosentpoeng etter syv kvartaler. Vi ser at den største økningen finner sted mellom ett og to kvartaler og at økningen avtar etter hvert, noe som er i tråd med resultatene som vi fant i den deskriptive analysen.

Sammenligner vi nærmere med resultatene fra den deskriptive analysen, rapportert i tabell 4.5, ser vi at strømningsratene vi kommer frem til der, gjennomgående er lavere enn de vi finner i den økonometriske analysen. Dette skyldes hovedsakelig at tilstanden "Utenfor arbeidsstyrken" ikke er inkludert i denne delen av analysen, og derfor blir også de estimerte strømningsratene høyere. Den estimerte springbretteffekten av å ta en midlertidig stilling, blir derimot vesentlig lavere enn den som vi tidligere har rapportert. Årsaken til dette skyldes at de arbeidsledige ikke kan forsvinne ut av arbeidsstyrken i det modifiserte utvalget vi har basert den økonometriske analysen på, og en større andel av disse får dermed permanente stillinger enn de gjorde i den deskriptive analysen av strømningsmålene.

### 5.2.2 Robusthetsanalyse – LPM

Et problem med OLS-modellene ovenfor er at vi mistenker at flere av forklaringsvariablene antas å være korrelerte med uobserverbare effekter. For eksempel vil det kunne tenkes at de som tar midlertidige stillinger har bedre evner (altså en positiv korrelasjon mellom en midlertidig stilling et kvartal tidligere og uobserverbare effekter) og således også har en større sannsynlighet for å oppnå permanente stillinger. Dette innebærer at vi risikerer å estimere spuriøse springbretteffekter i stedet for sanne effekter. I tillegg er det et problem at en av forklaringsvariablene er en lagget avhengig variabel. Dette skaper et endogenitetsproblem, altså en situasjon hvor minst en av forklaringsvariablene er korrelert med det idiosynkratiske feilleddet.

I OLS-modellen antar vi at lag av arbeidsledighet og permanent stilling, er korrelert med de uobserverbare heterogene effektene. Sett i lys av modell [1] ovenfor betyr dette at  $a_i$  er korrelert med  $y_{1i,t-1}$  og  $y_{2i,t-1}$ . Det antas også at det idiosynkratiske feilleddet,  $u_{i,t}$ , er seriekorrelert med både  $y_{1i,t-1}$  og  $y_{2i,t-1}$ . Dermed vil OLS-estimatoren for  $\beta$  på nivåform være inkonsistent siden begge forklaringsvariablene er positivt korrelert med  $a_i$  og dermed med det samlede feilleddet ( $a_i + u_{i,t}$ ). Dette fører til en skjevhet i estimatene og på samme måte som ved utelatte variabler vil OLS-estimatene på nivåform være forventningsskjeve *oppad*. Dette innebærer at koeffisientene ved bruk av OLS gir høyere verdier enn en modell som er mer konsistent.

Det er flere måter å kontrollere for korrelasjon mellom forklaringsvariablene og uobserverbare effekter. En måte er å transformere ved hjelp av førstedifferansen (FD), en annen er å transformere ved hjelp av faste effekter (FE). Hvilken av de to metodene som gir mest konsistente estimater varierer. Siden vårt utvalg inneholder et stort antall observasjoner relativt til tidsperioder, vi har en lagget avhengig variabel som forklaringsvariabel og Wooldridge sin test for seriekorrelasjon viser at det differensierte feilleddet,  $\Delta u_{i,t}$ , er seriekorrelert, vil transformasjon ved hjelp av FE gi mer konsistente estimater enn transformasjon ved hjelp av FD (Wooldridge, 2002). Vi benytter derfor FE-transformasjonen for å ta høyde for korrelasjonen med uobserverbare effekter. Imidlertid kan det vises at en slik transformasjon vil gi en negativ korrelasjon mellom  $y_{i,t-1}$  og  $\Delta u_{i,t}$  (Nickell, 1981; Bond, 2002). Dette innebærer at FE-transformasjonen gir forventningsskjeve estimater *nedad*.



Vi har dermed at OLS-estimatene på nivåform er forventningsskjeve *oppad*, mens OLS-estimatene etter en FE-transformasjon er forventningsskjeve *nedad*. At disse estimatene er forventningsskjeve i motsatt retning kan dermed brukes som et intervall for hvor et konsistent estimat for koeffisientene vil ligge (Bond, 2002). Som forventet gir OLS på nivåform høyere verdier på koeffisientene enn FE-estimatoren. Resultatene viser (tabell 5.6) at det å være i en midlertidig stilling i forhold til å være arbeidsledig øker sannsynligheten for å få en permanent stilling ett kvartal senere med henholdsvis 3,1 prosentpoeng ved bruk av OLS og 4,1 prosentpoeng ved FE-estimatet. Vi forventer at det sanne estimatet vil ligge innenfor dette intervallet.

TABELL 5.6: SANNSYNLIGHETEN FOR PERMANENT KONTRAKT (OLS OG FE)

	OLS		FE	
	Koeff.	St.avk.	Koeff.	St.avk.
Permanent <sub>t-1</sub>	0,673***	0,004	0,322***	0,006
Arbeidsledig <sub>t-1</sub>	-0,031***	0,010	-0,041***	0,012
Alder	0,003***	0,000	0,030***	0,003
Alder <sup>2</sup>	-0,000***	0,000	-0,000***	0,000
Kvinne	-0,007***	0,000	---	---
Gift	0,005***	0,000	0,000	0,003
<i>Utdanning</i>				
Lav	-0,000	0,001	-0,069	0,015
Høy	-0,003***	0,000	-0,072***	0,017
<i>Sesongdummyer</i>				
Kvartal 2	0,001	0,001	0,004***	0,001
Kvartal 3	0,001	0,001	0,005***	0,001
Kvartal 4	0,001	0,001	0,007***	0,001
Konstant	0,248***	0,007	-0,106*	0,062
Observasjoner	260 345		260 345	
Korrekt predikert	0,9286		0,8990	
R <sup>2</sup>	0,538		0,283	

Note: I OLS-modellen er det benyttet robuste standardavvik (White). I FE-modellen er det brukt cluster-robuste standardavvik justert på ID. Grunnet ingen variasjon over tid i variabelen kvinne blir denne utelatt i FE-modellen. Årsdummyer er inkludert i modellene, men utelatt fra tabellen for å forenkle fremstillingen. \*\*\*1 % signifikansnivå, \*\*5 % signifikansnivå, \*10 % signifikansnivå.

For i tillegg å korrigere for at minst en av forklaringsvariablene er korrelert med det idiosynkratiske feilleddet kan vi bruke et instrument for de forklaringsvariablene vi antar er endogene i modellen. Et egnet instrument må være korrelert med den antatt endogene

forklaringsvariabelen og ukorrelert med det idiosynkratiske feilleddet. Vi mistenker at lag av forklaringsvariabelen permanent stilling, og lag av arbeidsledighet er endogene i modellen.

En mye brukt estimator som tar hensyn til begge de ovennevnte problemene er Anderson-Hsiao-estimatoren (1982). Her tar vi først førstedifferansen av utgangsmodellen for å fjerne korrelasjon med de uobserverbare heterogenitetene. Siden både førstedifferansen av permanent stilling i forrige periode  $\Delta y_{1i,t-1}$  og førstedifferansen av arbeidsledighet i forrige periode  $\Delta y_{2i,t-1}$  vil antas å være korrelert med feilleddet må vi finne et instrument for disse. Ved å benytte tidsdimensjonen kan vi finne et mulig instrument. Hvis vi antar at de initiale betingelsene,  $y_{1i,0}$  og  $y_{2i,0}$  er ukorrelerte med det påfølgende feilleddet  $u_{i,t}$  for  $t=2,3,\dots,8$  kan vi bruke  $y_{1i,0}$  som et mulig instrument for lag av permanent kontrakt  $\Delta y_{1i,t-1}$  og  $y_{2i,0}$  som et instrument for lag av arbeidsledighet  $\Delta y_{2i,t-1}$  (Bond, 2002).

Resultatene fra IV-estimeringen er rapportert i tabell 5.7 nedenfor. F-testen for utelatte instrumenter viser ingen svakheter ved instrumentene. Vi ser også at koeffisientene til  $\Delta y_{1i,t-1}$  og  $\Delta y_{2i,t-1}$  ligger innenfor det antatte intervallet mellom estimatene til OLS på nivåform og FE-estimatene. Imidlertid er standardavviket knyttet til koeffisienten arbeidsledig høyt, noe som betyr at instrumentene  $y_{1i,0}$  og  $y_{2i,0}$  ikke fungerer optimalt. Vi har også testet ved å instrumentere med to lag for hver av de endogene variablene,  $y_{1i,t-2}$  og  $y_{2i,t-2}$  som foreslått av Anderson & Hsiao (1982). Dette gir den samme konklusjonen, og meget høye standardavvik for koeffisienten av arbeidsledighet i forrige periode.

TABELL 5.7: SANNSYNLIGHETEN FOR PERMANENT KONTRAKT (IV OG GMM)

	IV		GMM	
	Koeff.	St.avk.	Koeff.	St.avk.
$\Delta$ Permanent <sub>t-1</sub>	0,586***	0,027	0,614***	0,034
$\Delta$ Arbeidsledig <sub>t-1</sub>	-0,033	0,060	-0,035	0,147
$\Delta$ Alder	-0,002	0,005	-0,003	0,005
$\Delta$ Alder <sup>2</sup>	-0,000	0,000	0,000	0,000
$\Delta$ Kvinne	---	---	---	---
$\Delta$ Gift	0,002	0,003	0,001	0,004
<i>Utdanning</i>				
$\Delta$ Lav	0,072***	0,024	0,072***	0,024
$\Delta$ Høy	-0,014	0,017	-0,013	0,017
<i>Sesongdummyer</i>				
$\Delta$ Kvartal 2	0,001	0,001	0,000	0,001
$\Delta$ Kvartal 3	0,000	0,001	-0,000	0,001
$\Delta$ Kvartal 4	---	---	-0,001	0,001
$\Delta$ Konstant	0,000***	0,000	-0,000	0,001
Observasjoner	223 136		223 136	
Korrekt predikert	0,224		0,929	
F-test utelatte instrument	F(2,223 118)= 1 055,17			
Permanent <sub>t-1</sub>	p-verdi: 0,000			
F-test utelatte instrument	F(2,223 118)=196,46			
Arbeidsledig <sub>t-1</sub>	p-verdi: 0,000			
AR(1)			-25,63	
AR(2)			-0,40	
Hansens J-statistikk			$\chi^2_{16}=12,86$	
			p-verdi=0,800	

Note: Det er benyttet robuste standardavvik (White) i IV-modellen. Årsdummyer er inkludert i modellene, men utelatt fra tabellen for å forenkle fremstillingen. \*\*\*1 % signifikansnivå, \*\*5 % signifikansnivå, \*10 % signifikansnivå.

Siden IV-estimatene ikke er optimale, fortsetter vi med den differensierte Generalized Methods of Moments-estimatoren (GMM). Det kan forsvares å bruke den differensierte versjonen av GMM siden vi har et stort utvalg og få tidsperioder i tillegg til at vi har et balansert panel med observasjoner for hvert individ i åtte kvartaler.

Vi har fulgt Arellano-Bonds (1991) metode som instrumenterer førstedifferansen av variablene som vi antar er endogene ved hjelp av lags på nivåform. Siden vi antar at feilledet er korrelert innenfor hvert individ, men ikke mellom ulike individer inkluderer vi tidsdummyer for år og kvartal for å fjerne eventuelle tidsrelaterte sjokk fra feilledet som blant annet sesongsvingninger og konjunkturer (Roodman, 2006). Som tidligere antar vi at både førstedifferansen av permanent stilling og førstedifferansen av arbeidsledighet vil antas å være endogene i modellen. Vi har konstruert et instrument av det 3., 4. og 5. laget av disse

variablene.<sup>34</sup> Forutsetningene for GMM-estimatoren er oppfylt og denne kan således sies å være konsistent.<sup>35</sup> Vi ser også at koeffisienten av interesse, for arbeidsledighet i forrige periode, ligger innenfor intervallet mellom OLS og FE. GMM-estimeringen predikerer at sannsynligheten for å få en permanent stilling er 3,5 prosentpoeng høyere gitt at individet et kvartal tidligere hadde en midlertidig stilling i stedet for å være arbeidsledig. Vi ser imidlertid at koeffisienten av interesse, lagget arbeidsledighet, også her har et meget høyt standardavvik. Det er derfor grunn til å anta at spesifikasjonene i GMM-modellen heller ikke er optimale.

### 5.3 Ikke-lineære sannsynlighetsmodeller

OLS-modellene ovenfor har en korrekt prediksjonsverdi på mellom 90 og 94 prosent, noe som må sies å være bra.<sup>36</sup> Imidlertid finner vi i den samme analysen at mellom én og syv prosent av de predikerte verdiene fra OLS-modellene ligger utenfor intervallet mellom 0 og 1.<sup>37</sup> Det er derfor grunnlag for å utvide analysen med ikke-lineære sannsynlighetsmodeller for å unngå meningsløse prediksjonsverdier. Den ikke-lineære modellen er definert som følger:

$$[2] y_{i,t}^* = \rho_{11}y_{i,t-1} + \rho_{12}y_{2i,t-1} + \mathbf{x}'_{i,t}\beta + a_i + u_{i,t}, \quad (i = 1, \dots, N; t=1, 2, \dots, 8),$$

Modell [2] kan være til forveksling lik den lineære modellspesifikasjonen gitt ved likning [1]. Imidlertid er  $y_{i,t}^*$  i dette tilfellet en *latent* binær avhengig variabel. Dette innebærer at:

$$y_{i,t} = 1, \text{ hvis } y_{i,t}^* > 0$$

$$y_{i,t} = 0, \text{ hvis } y_{i,t}^* \leq 0$$

Som for den lineære modellen er  $\mathbf{x}'_{i,t}$  en vektor av forklaringsvariabler,  $a_i$  er de uobserverbare heterogene effektene og  $u_{i,t}$  er det idiosynkratiske feilleddet som er antatt å være normalfordelt,  $N \sim (0, \sigma_u^2)$ . Vi antar at  $u_{i,t}$  er serieukorrelet. Imidlertid vil det samlede

<sup>34</sup> Vi har forsøkt med ulike lengder på laggene for å undersøke hvilke som gir det mest optimale resultatet. Vi finner at vi oppfyller de formelle kravene til GMM-estimatoren fra og med det 3. laget av de antatt endogene variablene.

<sup>35</sup> Arellano-Bonds test for autokorrelasjon av andre orden er tilfredsstillt. Som forventet ved førstedifferensierte variabler, forkastes testen for AR(1). Hansens J-test tyder på at instrumentene ikke er korrelert med det idiosynkratiske feilleddet og således er egnede.

<sup>36</sup> For å kalkulere prosentvis korrekte prediksjonsverdier følger vi Wooldridge (2006). Vi definerer en predikert verdi som tar verdien 1 hvis de predikerte sannsynlighetene er over 0,5, og 0 hvis de predikerte sannsynlighetene er under 0,5. Vi lar altså  $\hat{y}_{i,t}$  være de predikerte sannsynlighetene. Vi definerer så en predikert verdi,  $\tilde{y}_{i,t} = 1$  hvis  $\hat{y}_{i,t} \geq 0,5$  og  $\tilde{y}_{i,t} = 0$  hvis  $\hat{y}_{i,t} < 0,5$ .

<sup>37</sup> Se vedlegg 3 for en grundigere gjennomgang av ulemper knyttet til lineære sannsynlighetsmodeller.

feilleddet,  $v_{i,t} = a_i + u_{i,t}$  være korrelert over tid på grunn av de tidskonsistente uobserverbare heterogene effektene,  $a_i$ .

Siden  $y$  er en binær variabel må vi anta en fordeling, og det mest vanlige er å anta en normalfordeling. En måte å gjøre dette på er å la det samlede feilleddet  $v_{i,t}$  ha et konstant standardavvik gitt ved  $\sigma_v^2 = 1$ . Da vil overgangssannsynlighetene for et individ  $i$  på tiden  $t$ , være gitt som:

$$[3] P(y_{i,t} | \mathbf{x}'_{i,t}, y_{i,t-1}, y_{2i,t-1}) = \Phi[(\rho_{11}y_{i,t-1} + \rho_{12}y_{2i,t-1} + \mathbf{x}'_{i,t}\beta)(2y_{i,t} - 1)],$$

hvor  $\Phi$  er en kumulativ standard normalfordelt funksjon, og vi kan dermed estimere denne ved hjelp av probitmodellen. Siden dette er en ikke-lineær sannsynlighetsmodell og vi estimerer en funksjon vil vi ikke kunne bruke OLS-estimatoren, og er avhengig av å bruke maximum likelihood-estimatoren (MLE).<sup>38</sup>

I tilfellet med random effect-probit (RE-probit) antar vi at det *ikke* er noen korrelasjon mellom  $a_i$  og de observerbare karakteristikene gitt ved  $\mathbf{x}'_{i,t}$ . I RE-probitmodellen vil vi således anta en normalisering over det idiosynkratiske feilleddet, altså at  $u_{i,t} \sim N(0, \sigma_u^2)$ , hvor  $\sigma_u^2 = 1$ . Spesifikasjonen av modellen gjør at korrelasjonen mellom det samlede feilleddet,  $v_{i,t} = a_i + u_{i,t}$ , mellom to ulike tidsperioder for det samme individet er lik. Altså:  $\lambda = \text{Corr}(v_{i,t}, v_{i,s}) = \sigma_a^2 / \sigma_a^2 + \sigma_u^2$  for  $t, s = 2, \dots, T; t \neq s$ . For å kunne estimere RE-modellen må legge inn en forutsetning om at de initiale observasjonene for  $y_{i,0}$  og  $y_{2i,0}$  er ukorrelert med  $a_i$ , og således eksogene i modellen. Hvis de initiale observasjonene ikke er eksogene i modellen vil RE-modellen overestimere koeffisientene (Stewart, 2007).

For å få en kvantitativ vurdering av springbretteffektene i de ikke-lineære sannsynlighetsmodellene estimerer vi gjennomsnittlige partielle effekter (APE) for gjennomsnittet av utvalget. Vi har fulgt Stewart (2007) i estimeringen av APE. Denne metoden for å finne marginale effekter innebærer at vi estimerer kontrafaktiske

<sup>38</sup> Se vedlegg 4 og 5 for en generell beskrivelse av probit og MLE.

sannsynligheter for hver av arbeidsmarkedstilstandene, og vurderer disse for gjennomsnittet av forklaringsvariablene i utvalget,  $\bar{\mathbf{x}}'$ . Dette innebærer at vi finner sannsynlighetene, ved å holde parameteren av interesse fast på 0 og fast på 1, mens de øvrige forklaringsvariablene holdes til gjennomsnittet av utvalget. Vi lar  $\hat{p}_P$ ,  $\hat{p}_A$  og  $\hat{p}_M$  betegne sannsynligheten for permanent stilling gitt at man var henholdsvis permanent, arbeidsledig og midlertidig ansatt ett kvartal tidligere. Disse regnes ut på følgende måte:

$$\begin{aligned}\hat{p}_P &= \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \Phi \left[ (\bar{\mathbf{x}}' \hat{\beta} + \hat{\rho}_{11} + \hat{a}_i)(1 - \hat{\lambda})^{1/2} \right] \\ \hat{p}_A &= \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \Phi \left[ (\bar{\mathbf{x}}' \hat{\beta} + \hat{\rho}_{12} + \hat{a}_i)(1 - \hat{\lambda})^{1/2} \right] \\ \hat{p}_M &= \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \Phi \left[ (\bar{\mathbf{x}}' \hat{\beta} + \hat{a}_i)(1 - \hat{\lambda})^{1/2} \right]\end{aligned}$$

Pooled-probitmodellen antas å ha en annen normalisering enn de øvrige ikke-lineære modellene vi benytter, hvor  $\sigma_v^2 = 1$  i stedet for  $\sigma_u^2 = 1$ . Dette innebærer at argumentene for den kumulative standard normalfordelingsfunksjonen for pooled probit, ikke inneholder det siste leddet,  $(1 - \hat{\lambda})^{1/2}$ . De gjennomsnittlige partielle effektene (APE) vil være definert som følger.  $APE_I^J = \hat{p}_J - \hat{p}_I$ , hvor J, I = P, A, M. Dette innebærer at  $APE_A^M$  er den relative effekten av sannsynligheten for en permanent stilling gitt at man hadde en midlertidig stilling i forhold til at man var arbeidsledig ett kvartal tidligere.

### 5.3.1 Pooled probit og Random effect probit

Koeffisientene til de laggede variablene av permanent kontrakt og arbeidsledighet er på henholdsvis 2,648 og -0,120 ved å estimere pooled-probitmodellen (tabell 5.8). Begge er signifikante på 1 % nivå. Vi ser at retningen på koeffisientene er i tråd med det vi forventer. For å si noe om størrelsen på effektene og for å sammenligne disse med de lineære modellene bruker vi de gjennomsnittlige partielle effektene (APE) som vi har beskrevet ovenfor.

Den gjennomsnittlige partielle effekten viser at det å ha vært permanent ansatt relativt til å ha vært midlertidig ansatt øker sannsynligheten for en permanent stilling med 62 prosentpoeng etter et kvartal. Den samme relative effekten for de som et kvartal tidligere var arbeidsledige er på 66,6 prosentpoeng. Det er således en mye høyere sannsynlighet for å ha en permanent

kontrakt hvis man var permanent ansatt i stedet for midlertidig ansatt eller arbeidsledig et kvartal tidligere. Dette er helt i tråd med de gjennomsnittlige strømningsratene vi fant i den deskriptive analysen i del 4 og med resultatene fra OLS-modellen ovenfor.

Av større interesse er imidlertid den gjennomsnittlige partielle effekten av å ha vært midlertidig ansatt relativt til arbeidsledig. I pooled-probitmodellen er denne på 4,4 prosentpoeng. Dette betyr at de som ett kvartal tidligere var midlertidig ansatt i stedet for arbeidsledige, øker sannsynligheten med 4,4 prosentpoeng når vi kontrollerer for observerbare effekter. Til sammenligning viste den lineære sannsynlighetsmodellen, når vi kontrollerer for de samme observerbare effektene, en økt sannsynlighet for en permanent stilling på 3,1 prosentpoeng. Konklusjonene fra den OLS-modellen om at det er springbretteffekter i det norske arbeidsmarkedet, endres således ikke. Og siden vi her bruker en mer realistisk ikke-lineær modell, styrker dette derfor resultatene fra den lineære modellen.

I pooled-probitmodellen ignorerer vi krysskorrelasjon mellom det samlede feilleddet i ulike tidsperioder for det samme individet. Dette innebærer at det samlede feilleddet er korrelert med forklaringsvariablene, noe som vil gi forventningskjevne estimater. Som vi så ovenfor kan vi oppnå mer konsistente estimater ved å anta at de initiale verdiene for henholdsvis permanent kontrakt og arbeidsledighet,  $y_{1i,0}$  og  $y_{2i,0}$ , er eksogene i modellen. Hvis vi antar dette kan vi benytte en RE-probitmodell. Dette vil imidlertid bety at vi antar at første periode for hvert individ faktisk er den første observasjonen, og at det ikke finnes noen historie som påvirker sannsynligheten for individenes arbeidsmarkedstilknytning.

Estimatene fra RE-probitmodellen gir relativt like resultater som pooled-probitmodellen. Den justerte koeffisienten for å ha vært permanent ansatt et kvartal tidligere er på 2,5578 og derfor noe lavere, mens koeffisienten for arbeidsledighet en periode tidligere er på -0,1095 og dermed mindre negativ.<sup>39</sup>

Vi ser at den gjennomsnittlige partielle effekten (APE) av å være permanent relativt til å være midlertidig ansatt faller noe, fra 62 til 58,4 prosentpoeng. Det samme gjør APE av å være permanent ansatt i forhold til å være arbeidsledig, fra 66,6 til 62,5 prosentpoeng. APE av å ta

---

<sup>39</sup> Som nevnt tidligere, må vi multiplisere estimatene med  $\sigma_u / \sigma_v = \sqrt{1-\lambda}$ , for å kunne sammenligne estimatene fra RE-modellen med pooled-probitmodellen

en midlertidig stilling i stedet for å være arbeidsledig er nå på 4,2 prosentpoeng. At forskjellene i APE er så små i forhold til pooled-probitmodellen indikerer at antagelsen om at de initiale verdiene er eksogene ikke er en god tilnærming for å kontrollere for uobserverbare effekter. Denne modellen gir oss derfor lite ny informasjon. Vi fortsetter således analysen med mer kompliserte modeller for å forsøke å kontrollere for endogenitetsproblemet.

TABELL 5.8: SANNSYNLIGHETEN FOR PERMANENT KONTRAKT (POOLED PROBIT OG RE- PROBIT)

	Pooled probit		RE-probit	
	Koeff.	St.avk.	Koeff.	St.avk.
Permanent <sub>t-1</sub>	2,648***	0,014	2,616***	0,014
Arbeidsledig <sub>t-1</sub>	-0,120***	0,032	-0,112***	0,032
Alder	0,037***	0,004	0,041***	0,004
Alder^2	-0,000***	0,000	-0,000***	0,000
Kvinne	-0,146***	0,012	-0,154***	0,012
Gift	0,100***	0,013	0,105***	0,013
<i>Utdannelse</i>				
Lav	-0,009	0,022	-0,009	0,022
Høy	-0,064***	0,013	-0,068***	0,013
<i>Sesongeffekter</i>				
Kvartal2	0,038**	0,017	0,038**	0,017
Kvartal3	0,001	0,017	0,010	0,017
Kvartal4	0,019	0,017	0,022	0,017
Konstantledd	-1,269***	0,080	-1,303***	0,080
$\lambda$	---	---	0,044	0,009
Observasjoner	260 345		260 345	
Wald $\chi^2$	47715,14		41289,38	
Log-likelihood	-24772,75		-24759,35	
$APE_A^M = \hat{p}_M - \hat{p}_A$	0,044		0,041	
$APE_A^P = \hat{p}_P - \hat{p}_A$	0,666		0,625	
$APE_M^P = \hat{p}_P - \hat{p}_M$	0,620		0,584	

Note: Det er benyttet robuste standardavvik (White) i pooled probitmodellen. Årsdummyer er inkludert i modellene, men utelatt fra tabellen for å forenkle fremstillingen. \*\*\*1 % signifikansnivå, \*\*5 % signifikansnivå, \*10 % signifikansnivå.  $APE_A^M$  er den marginale effekten av tidligere å ha vært midlertidig i stedet for arbeidsledig.  $APE_A^P$  er den marginale effekten av tidligere å ha vært permanent i stedet for arbeidsledig.  $APE_M^P$  er den marginale effekten av tidligere å ha vært permanent i stedet for midlertidig.

### 5.3.2 Heckman og Wooldridge

Selv om RE-probitmodellen ovenfor gir oss bedre estimater siden denne tar hensyn til de individuelle effektene i paneldatasettet, ga denne modellen oss lite ny informasjon. I tillegg har også denne modellen sine svakheter. En av disse er at den tar de uobserverbare heterogene effektene som eksogent gitt. Dette vil i de fleste tilfeller være en urealistisk forutsetning å ta. I



vårt tilfelle vil det være naturlig at de aller fleste individene har en historie enten som sysselsatte eller som arbeidsledige tidligere enn vår første observasjon slik at de initiale verdiene  $y_{1i,0}$  er korrelert med de uobserverbare heterogene effektene  $a_i$ . Hvis dette er tilfellet, vil en RE-probitmodell overestimere resultatene på grunn av denne korrelasjonen. For å korrigere for dette, kan vi benytte oss av ulike metoder. To av metodene som er mest brukt i litteraturen for å ta hensyn til de initiale effektene og endogenitetsproblematikken er Wooldridge sin Conditional Maximum Likelihood-estimator (CML), og Heckman sin metode.

### Wooldridge sin CML- estimator

Wooldridge (2005), har utledet en estimator som tar hensyn til endogenitetsproblematikken. Wooldridge sin CML-estimator tar utgangspunkt i tilstanden i den første perioden og bruker denne til å kontrollere for de uobserverbare heterogene effektene. På bakgrunn av dette kan man estimere sannsynligheten for  $a$  gitt  $y_0$ .<sup>40</sup>

Vi tar utgangspunkt i modell [2] ovenfor. For å benytte oss av Wooldridge sin metode må vi gjøre ytterligere forutsetninger om at feilleddet  $a_i$  er normalfordelt med gjennomsnitt gitt av verdiene i den første perioden og et konstant standardavvik:

$$a_i | y_{1i,0}, y_{2i,0}, \mathbf{z}_i \sim \text{Normal}(\alpha_0 + \alpha_{11}y_{1i,0} + \alpha_{12}y_{2i,0} + \mathbf{z}'_i\boldsymbol{\gamma}, \sigma_a^2)$$

De uobserverbare heterogene effektene kan da skrives som:

$$a_i = \alpha_0 + \alpha_{11}y_{1i,0} + \alpha_{12}y_{2i,0} + \mathbf{z}'_i\boldsymbol{\gamma} + \varepsilon_i$$

Her inkluderer  $\mathbf{z}'_i$  alle de forklaringsvariablene som er korrelert med de uobserverbare effektene i  $a_i$ . Wooldridge sin estimator tar hensyn til korrelasjonen mellom de uobserverbare effektene  $a_i$  og observasjonene i første periode av datasettet  $y_{1i,0}, y_{2i,0}$ , gjennom å skille ut de uobserverbare heterogene effektene  $\varepsilon_i$  som man antar er ukorrelerte med de initiale observasjonene i  $y_0$ . De uobserverbare heterogene effektene  $\varepsilon_i$  antar vi

---

<sup>40</sup> Merk at vi tar med statusen i den første perioden både for permanent ansatte og for arbeidsledige. Grunnen til dette, er at vi ser på disse to statusene i forhold til om de hadde vært midlertidig ansatt i den første perioden. For å få mest mulig korrekte estimater, må vi derfor inkludere begge disse statusene i modellen vår.

videre er normalfordelt med gjennomsnitt  $0$  og standardavvik  $\sigma_\varepsilon^2$ ,  $N \sim (0, \sigma_\varepsilon^2)$ . Det er antatt at de individuelle uobserverbare effektene, gitt ved  $\varepsilon_i$ , er korrelert både med de initielle verdiene og forklaringsvariablene.

Ved å sette inn for  $a_i$  i likning [2] får vi dermed den *latente* modellen etter Wooldridge metode:

$$[4] \quad y_{i,t}^* = \rho_{11}y_{1i,t-1} + \rho_{12}y_{2i,t-1} + \mathbf{x}'_{i,t}\boldsymbol{\beta} + \alpha_0 + \alpha_{11}y_{1i,0} + \alpha_{12}y_{2i,0} + \mathbf{z}'_i\boldsymbol{\gamma} + \varepsilon_i + u_{i,t}$$

der  $u_{i,t}$  er antatt normalfordelt med gjennomsnitt  $0$  og standardavvik  $1$ . Vi kan da estimere modellen på samme måte som en RE-probitmodell.

Wooldridge sin metode innebærer at man skal ta med gjennomsnittsverdiene for de forklaringsvariablene som endrer seg over tid, for å fange opp korrelasjonen mellom de uobserverbare heterogene effektene  $a_i$  og forklaringsvariablene  $\mathbf{z}'_i$ . Av variablene vi har i modellen, har vi nesten ingen variasjon i forklaringsvariablene. Kjønn er konstant, mens utdanningsvariablene også endrer seg svært lite. Den eneste variabelen vi har som til en viss grad endrer seg over tid, er om personene er gift eller ikke, men også denne variabelen har lite variasjon.<sup>41</sup> Siden vi har så lite variasjon i våre forklaringsvariabler, velger vi i vår modell å utelate gjennomsnittsverdiene for forklaringsvariablene siden disse endrer seg svært lite over tid, og lar dermed de uobserverbare heterogene effektene kun være korrelert med verdien i den første perioden.<sup>42</sup>

Modellen vi estimerer, blir dermed en modifisert utgave av [4]:

$$[5] \quad y_{i,t}^* = \rho_{11}y_{1i,t-1} + \rho_{12}y_{2i,t-1} + \mathbf{x}'_{i,t}\boldsymbol{\beta} + \alpha_0 + \alpha_{11}y_{1i,0} + \alpha_{12}y_{2i,0} + \varepsilon_i + u_{i,t}$$

<sup>41</sup> En test av variasjonen i variablene ved hjelp av kommandoen xtrans i Stata®, viser at variasjonen i variabelen gift kun er på rundt 2 prosent, mens variasjonen i utdanningsvariablene er under 1 prosent.

<sup>42</sup> Se for eksempel Raymond et.al. (2006) for den samme justeringen av Wooldridge sin metode.

## Heckman sin modell

Heckman (1981) har foreslått en alternativ metode for å kontrollere for korrelasjonen mellom initiale verdier og uobserverbare effekter. Ideen til Heckman er å lage et instrument for den initiale verdien ved å spesifisere en latent variabel modell av de initiale verdiene av forklaringsvariablene:

$$[6] y_{i,0}^* = \mathbf{z}'_{i,0}\gamma + \theta a_{1,i} + u_{i,0}, \quad (i=1, \dots, N),$$

Denne likningen er en lineær tilnærming til likningen for de initiale verdiene av den latente variabelen på redusert form, hvor  $\mathbf{z}'_{i,0}$  er en vektor av de eksogene variablene (inkludert alle  $\mathbf{x}'_{i,0}$  og et instrument). I tillegg antar vi at  $u_{i,0}$  er uavhengig av  $a_{1,i}$ . Siden  $y_{i,0}^*$  er en binær variabel, normaliserer vi ved å anta at feilleddet  $u_{i,0}$  har et konstant standardavvik gitt ved  $\sigma_u^2 = 1$ . Likning [6] estimeres sammen med den dynamiske ikke-lineære sannsynlighetsmodellen, likning [2]. Maximum likelihood-estimatoren er dermed gitt ved:

$$L = \prod_{i=1}^N \int_{a^*} \left\{ \Phi[\mathbf{z}'_{i,0}\gamma + \theta\sigma_{a,1}a^*](2y_{i,0} - 1) \prod_{t=1}^T \Phi[(y_{i,t-1}\rho_{11} + y_{2i,t-1}\rho_{12} + \mathbf{x}'_{i,t}\beta_1 + \sigma_{a,1}a^*)(2y_{i,t} - 1)] \right\} d\Phi(a^*)$$

, hvor  $a^* = a_1 / \sigma_{a,1}$ . På bakgrunn av normaliseringen ovenfor, blir  $\sigma_{a,1} = \sqrt{\lambda/(1-\lambda)}$ . Som for RE-modellen antar vi at korrelasjonen for det samlede feilleddet mellom to ulike tidsperioder for et individ er den samme. Altså at:  $\lambda = \text{Corr}(v_{i,t}, v_{i,s}) = \sigma_{a,1}^2 / (\sigma_{a,1}^2 + \sigma_u^2)$ , for  $t, s = 2, \dots, T; t \neq s$ . Hvis vi videre antar at  $a_i$  er normalfordelt, vil integralet over  $a^*$  kunne tolkes ved å bruke et Gaussian-Hermite kvadratur med 20 kvadraturpunkter (Stewart, 2006).<sup>43</sup>

## Resultater

Resultatene fra modellen basert på Wooldridge sin estimator, er rapportert i kolonne 4 og 5 i tabell 5.9. Vi finner et estimat for  $\rho_{11}$  på 1.947, noe som er lavere enn i probit-modellen der vi tar verdiene i den første perioden for eksogent gitt. I tillegg får vi en verdi på  $\lambda$  på 0,291,

<sup>43</sup> Et Gaussian-Hermite kvadratur er en teknikk for å kalkulere gjennomsnitt og standardavvik til integrerte funksjoner. Se for eksempel Nia (2006) for en grundigere gjennomgang av Gaussian-Hermite kvadratur.

slik at vi etter å ha justert koeffisienten ender opp med en verdi på 1,639.<sup>44</sup> Effekten av å ha vært permanent ansatt i forrige periode, reduseres altså kraftig. Dette er fordi vi nå inkluderer effekten av å ha vært permanent ansatt i den første perioden i modellen. Estimatet for  $\alpha_1$  er på 1,049, og dette er også signifikant. Signifikansen i dette tilfellet betyr at det er mer sannsynlig å være permanent ansatt i dag gitt at du var permanent ansatt i den første perioden, i forhold til om du var midlertidig ansatt i den første perioden. Dette er ikke overraskende, siden vi tidligere har funnet at en permanent ansettelse er en svært stabil tilstand.

Som vi rapporterte i tabell 4.4 i den deskriptive analysen i del 4, var sannsynligheten 89,2 prosent for å være permanent ansatt i periode 8, gitt at man var permanent ansatt også i periode 1. Med en så sterk sammenheng mellom det å være permanent ansatt i den første perioden og det å være permanent ansatt i senere perioder, er det naturlig at effekten av å ha vært permanent ansatt i perioden før reduseres når vi ikke tar den første perioden som eksogent gitt i modellen.

Estimatet vårt for arbeidsledighet i forrige periode,  $\rho_{12}$ , blir nå -0,172, noe som er lavere enn det vi fant i pooled probit og i RE-probitmodellene (Den justerte koeffisienten blir -0,145, sammenlignet med -0,120 i probitmodellen og -0,110 i den justerte RE-probitmodellen.). Dette betyr at sannsynligheten for å være permanent ansatt, fortsatt er lavere gitt at man var arbeidsledig i forrige periode sammenlignet med at man var midlertidig ansatt i forrige periode. Årsaken til at vi her får en lavere verdi på  $\rho_{12}$ , er at vi inkluderer statusen i den første perioden i modellen.<sup>45</sup> Resultatene vi får ved hjelp av Wooldridge sin metode underbygger altså effektene som vi har funnet tidligere.

Ser vi på de estimatene som er rapportert for Wooldridge sin metode, ser vi at koeffisientene på alle forklaringsvariablene (alder, alder kvadrert, kvinne, utdanning) gir omtrent nøyaktig de samme effektene som vi kom fram til ved bruk av pooled probit og RE-probit. Alle

---

<sup>44</sup> For å sammenligne verdiene vi får med Wooldridge sin estimator, med verdiene vi får ved å benytte oss av en pooled probit, er vi nødt til å gange koeffisientene med en normaliseringsfaktor gitt ved  $\sigma_u^2 / \sigma_v^2 = \sqrt{1-\lambda}$

<sup>45</sup> Vi ser at koeffisienten på  $\alpha_2$  (-0,022) ikke er signifikant. Dette betyr ikke at statusen i den første perioden ikke har noe å si, men at det å ha vært arbeidsledig i den første perioden ikke er signifikant forskjellig fra det å ha vært midlertidig ansatt i den første perioden. Effekten av den første perioden fanges derfor opp i  $\rho_{12}$  og i koeffisientsleddet, som begge blir lavere og reduserer sannsynligheten for en permanent stilling. Samtidig er ikke virkningen av arbeidsmarkedsposisjonen i den første perioden så stor for de som var arbeidsledige og midlertidig ansatt i den første perioden. I tabell 4.4 i den deskriptive analysen rapporterer vi at kun 30 % av de midlertidig ansatte og kun 10 % av de arbeidsledige fortsatt er i den samme arbeidsmarkedstilstanden etter 8 perioder.

forklaringsvariablene som var signifikante i de tidligere modellene, er fortsatt signifikante ved bruk av Wooldridge sin metode.

For å komme med en direkte sammenligning av springbrettseffekten, benytter vi som tidligere de gjennomsnittlige partielle effektene (APE). I tabell 5.9 i kolonne 4 og 5 har vi rapportert disse effektene basert på Wooldridge sin metode. Vi ser at APE gitt at du var permanent ansatt i stedet for arbeidsledig, er 0,2981, mens APE gitt at du var permanent ansatt i forrige periode i stedet for midlertidig er 0,2518. Sammenligner vi disse estimatene med de som vi har rapportert tidligere, ser vi at disse er mye lavere. Tidligere rapporterte vi en APE på 66,6 prosentpoeng under pooled probit og på 62,5 prosentpoeng under RE-probit av at man var permanent ansatt i stedet for arbeidsledig i perioden før, finner vi nå at denne er 29,8 prosentpoeng. Effekten er altså mer enn halvert i forhold til de tidligere modellene. Dette er ikke overraskende siden vi tar effekten for å være permanent ansatt som endogent gitt i Wooldridge sin modell. Beregningen av APE inkluderer derfor ikke denne effekten, i motsetning til hvordan det har vært i de tidligere modellene. Siden vi vet at virkningen av å ha vært permanent ansatt i den første perioden er stor, er det ikke overraskende at den partielle effekten blir vesentlig lavere når vi ikke inkluderer denne i beregningen av APE.

Den gjennomsnittlige partielle effekten av å være midlertidig ansatt i forhold til å ha vært arbeidsledig i forrige periode, er nå på 4,62 prosentpoeng. Sammenligner vi dette med det vi har estimert i de tidligere probit-modellene, ser vi at effekten er omtrent den samme (4,4 prosentpoeng under probit og 4,1 prosentpoeng under RE-probit). Resultatene vi får når vi tar den mer realistiske forutsetningen at vi tar den første perioden som endogent gitt, gir oss altså den samme springbretteffekten som vi har funnet tidligere.

Som nevnt tidligere finnes det mange alternative fremgangsmåter når man benytter seg av Wooldridge sin metode. Hovedutfordringen er hvordan man velger å behandle de tidskonstante  $\mathbf{z}'_i$ -variablene. Vi har valgt å ikke inkludere gjennomsnittet for disse variablene i vår analyse, siden samtlige viste svært lite variasjon.<sup>46</sup> Wooldridge foreslår også at man kan inkludere interaksjonsledd mellom de tidsvarierende variablene og de ulike tidsperiodene. På

---

<sup>46</sup> Vi har også estimert ulike versjoner av modellen der vi inkluderer gjennomsnittet for gift og utdanning. Resultatene fra disse modellene, gir oss de samme resultatene som i modellen vi har rapportert. Vår enkle versjon av Wooldridge sin modell, virker derfor å være en god tilnærming når man har svært lite variasjon i forklaringsvariablene.

grunn av mangelen på tidsvarierende variabler i vårt datasett, vil ikke denne metoden være aktuell å bruke i denne utredningen.

TABELL 5.9: SANNSYNLIGHETEN FOR PERMANENT KONTRAKT (HECKMANS OG WOOLDRIDGES ESTIMATORER)

	Heckmans estimator		Wooldridges estimator	
	Koeff.	St.avk.	Koeff.	St.avk.
Permanent <sub>t-1</sub>	1,936***	0,024	1,947***	0,023
Arbeidsledig <sub>t-1</sub>	-0,121**	0,048	-0,172***	0,038
Alder	0,069***	0,005	0,043***	0,005
Alder^2	-0,000***	0,000	-0,000***	0,000
Kvinne	-0,285***	0,020	-0,166***	0,017
Gift	0,166***	0,022	0,113***	0,020
<i>Utdannelse</i>				
Lav	-0,018	0,033	0,014	0,029
Høy	-0,113***	0,021	-0,078***	0,019
<i>Sesongeffekter</i>				
Kvartal2	0,045**	0,020	0,042**	0,019
Kvartal3	0,022	0,020	0,018	0,019
Kvartal4	0,023	0,020	0,027	0,020
Permantent <sub>0</sub>	---	---	1,049***	0,102
Arbeidsledig <sub>0</sub>	---	---	-0,022	0,033
Konstantledd	-0,932***	0,110	-1,345***	0,045
$\lambda$	0,396	0,014	0,291	
$\theta$	1,385	0,058		
Observasjoner	297 600		260 345	
Wald $\chi^2$	14890,81		27886,98	
Log-likelihood	-31720,31		-23961,51	
$APE_A^M = \hat{p}_M - \hat{p}_A$	0,029		0,046	
$APE_A^P = \hat{p}_P - \hat{p}_A$	0,259		0,298	
$APE_M^P = \hat{p}_P - \hat{p}_M$	0,230		0,252	

Note: Det er benyttet robuste standardavvik (White) i modellene. Årsdummyer er inkludert i modellene, men utelatt fra tabellen for å forenkle fremstillingen. \*\*\*1 % signifikansnivå, \*\*5 % signifikansnivå, \*10 % signifikansnivå.  $APE_A^M$  er den marginale effekten av tidligere å ha vært midlertidig i stedet for arbeidsledig.  $APE_A^P$  er den marginale effekten av tidligere å ha vært permanent i stedet for arbeidsledig.  $APE_M^P$  er den marginale effekten av tidligere å ha vært permanent i stedet for midlertidig.

På lik linje med Wooldridge sin metode tar også Heckman sin estimator hensyn til at individers historie i arbeidsmarkedet spiller inn på sannsynligheten for en permanent stilling. For å kunne estimere Heckman sin modell har vi benyttet programmet *redprob* (Stewart 2006).<sup>47</sup> Heckman sin estimator krever at vi finner et instrument som kun har en signifikant effekt på arbeidsmarkedstilstanden i den initiale perioden, men ikke har noen signifikant forklaringskraft hvis man ser på hele tidsperioden. Vi har valgt å benytte oss av faktisk

<sup>47</sup> Det tok om lag fem dager å kjøre denne regresjonen i Stata® med en Intel® Pentium® 4, CPU 3GHz. Koden for programmet *redprob* er hentet fra Stewarts hjemmeside. Se internetreferanser.

arbeidstid per uke som dette instrumentet i vår analyse. Dette instrumentet tar høyde for arbeidsmarkedstilstanden i den første perioden, siden det er naturlig å anta at faktisk arbeidstid vil være høyere for de med en permanent stilling, enn for de med en midlertidig stilling i utgangspunktet. Samtidig har denne variabelen mye variasjon, siden den faktiske arbeidstiden kan variere mye i løpet av en periode på 8 kvartaler. I instrumentmodellen [6] har vi derfor brukt de initiale verdiene for alder, alder kvadrert, dummyer for utdanning, kjønn og sivilstatus i tillegg til faktisk antall timer arbeidet sist uke.

Det å benytte oss av faktisk arbeidstid som instrument i vår estimering av Heckman sin modell kan være problematisk. Selv om denne variabelen tilfredsstillende kravene våre om at den virker inn på arbeidsmarkedstatusen i første periode, samtidig som den har stor variasjon i de øvrige periodene, er det ikke sikkert at dette er et ideelt instrument. Blant annet vil de som er arbeidsledige, ikke ha noen faktisk arbeidstid i det hele tatt. Picchio (2008), benytter seg for eksempel av dummyer for foreldres utdanningsnivå. På bakgrunn av det datamaterialet vi har tilgjengelig, mener vi allikevel at dette er det beste instrumentet vi kan bruke i analysen.<sup>48</sup> Siden resultatene i stor grad gjenspeiler det vi har rapportert tidligere, føler vi også at instrumentet fungerer tilfredsstillende.

Resultatene fra Heckman sin metode er rapportert i kolonne 2 og 3 i tabell 5.9. Vi finner et estimat for  $\rho_{11}$  på 1,936, noe som er tilnærmet likt det vi kom fram til ved bruk av Wooldridge sin metode. Justerer vi for den ulike normaliseringen finner vi at Heckman sin metode gir en koeffisient på 1,5046, i forhold til 2,648 i pooled probit. Med Heckman sin metode blir sannsynligheten for å oppnå en permanent stilling når man var permanent ansatt et kvartal tidligere mye lavere enn i pooled probitmodellen. Dette er som forventet siden en permanent stilling er en stabil tilstand som i stor grad avhenger av individspesifikke faktorer og når vi kontrollerer for dette vil dette redusere effekten av arbeidsmarkedstilstanden i forrige periode.

Estimatene for koeffisienten arbeidsledig ett kvartal tidligere  $\rho_{12}$  er på -0,121. Dette er høyere enn estimatet ved bruk av Wooldridge sin metode. Også sammenlignet med pooled probit og RE-probit er den justerte koeffisienten høyere. Vi ville forventet at denne koeffisienten var

---

<sup>48</sup> Vi har også vurdert varianter av Heckman sin modell, der vi har benyttet oss av andre instrumentvariabler, som for eksempel erfaring. Dette reduserer som tidligere nevnt utvalgsstørrelsen betraktelig, og vi har derfor ikke gått videre med denne analysen.

lavere, men siden vi i Heckmanmodellen benytter instrumentet faktisk arbeidstid, og det ikke vil være noen variasjon for de arbeidsledige i denne variabelen, vil trolig estimatene for denne koeffisienten trekkes opp av dette.

Vi ser at den gjennomsnittlige partielle effekten (APE) av å være permanent ansatt relativt til arbeidsledig øker sannsynligheten for en permanent stilling ett kvartal senere med 25,9 prosentpoeng. På samme måte er APE av å være permanent relativt til midlertidig ansatt på 23 prosentpoeng. Som forventet er de gjennomsnittlige partielle effektene relativt like de vi fant ved bruk av Wooldridge sin metode, men betydelig lavere enn i pooled probitmodellen og RE-modellen. Dette skyldes at effektene knyttet til uobserverbare karakteristika ved individet kontrolleres for i de to førstnevnte.

Vi er imidlertid i hovedsak interessert i den gjennomsnittlige partielle effekten av tidligere å ha vært midlertidig ansatt i forhold til å ha vært arbeidsledig. Heckman sin modell viser at det å ta en midlertidig stilling relativt til å være arbeidsledig øker sannsynligheten for en permanent stilling med 2,9 prosentpoeng. Med Wooldridge sin estimator er den samme springbretteeffekten på 4,6 prosentpoeng.

#### **5.4 Sammenstilling av modellene**

Som vi ser av diskusjonen over, er det små forskjeller i hovedresultatene ved bruk av Heckman og Wooldridge sine estimatører. De samme forklaringsvariablene er signifikante, og de trekker i samme retning. Ser vi nærmere på de gjennomsnittlige partielle effektene, illustrert ved APE, ser vi at effektene vi kommer fram til ved bruk av Wooldridge sin modell er noe høyere enn de vi finner ved bruk av Heckman sin estimator. Vi ser imidlertid at forskjellene i APE ved bruk av de to estimatorene er små.<sup>49</sup> Siden modellene basert på Wooldridge og Heckman sine metoder tar den mer naturlige forutsetningen at arbeidsmarkedstilstanden i den første perioden er endogent gitt, mener vi at disse resultatene gir oss en god indikasjon på de faktiske springbretteeffektene i det norske arbeidsmarkedet.

---

<sup>49</sup> Vi har estimert en variant av Wooldridge sin modell, basert på gjennomsnittet av den samme instrumentvariabelen som vi benytter oss av i estimeringen av Heckman, faktiske arbeidstimer. Hovedresultatene er de samme, og APE i denne modellen blir 3,3 prosentpoeng, altså enda nærmere Heckman sine resultater.



Sammenligner vi resultatene fra de mer avanserte økonometriske metodene med de som er rapportert tidligere i utredningen, finner vi små forskjeller. Den estimerte springbretteeffekten varierer mellom 4,6 og 2,9 prosentpoeng, som er resultatene vi kommer fram til ved bruk av henholdsvis Wooldridge og Heckman sine metoder. Vi vil derfor anta at den korrekte effekten ligger et sted mellom disse estimatene. De samme resultatene fra pooled probit og RE-probitmodellene viser effekter på henholdsvis 4,4 og 4,1 prosentpoeng

I den enkle OLS-modellen finner vi til sammenligning en effekt på 3,1 prosentpoeng, og dette er tilnærmet likt det vi kommer fram til ved bruk av de mer avanserte ikke-lineære modellene. Det er derfor plausibelt å anta at OLS-estimatene gir en god indikasjon på de faktiske effektene, selv om disse er forventningsskjeve. Også GMM-estimatoren trekker i samme retning med en springbretteeffekt på 3,5 prosentpoeng. Estimaten som vi kommer fram til ved bruk av de ulike metodene, er relativt like og samtlige indikerer at det finnes en springbretteeffekt av å ta midlertidige stillinger i stedet for å være arbeidsledig.

I forhold til den deskriptive analysen av springbretteeffektene, ser vi at estimatene for springbretteeffekten gjennomgående er lavere. En av årsakene til dette, er at de som forsvinner ut av arbeidsstyrken ikke er inkludert i den økonometriske analysen. Derfor går en større andel av de arbeidsledige til en permanent stilling, og de estimerte springbretteeffektene reduseres. Samtidig vil den økonometriske analysen gjøre oss i stand til å skille spuriøse springbretteeffekter fra de reelle ved å kontrollere for uobserverbare heterogene effekter. Derfor vil den økonometriske modellen fange opp den rendyrkede springbretteeffekten på en bedre måte enn den rent deskriptive analysen.

## 7. AVSLUTTENDE MOMENTER

I denne utredningen har vi søkt å undersøke om midlertidige stillinger fungerer som et springbrett til permanente stillinger. I analysen viser vi at det å ta en midlertidig stilling i større grad enn arbeidsledighet fungerer som en vei inn i mer stabile permanente stillinger. Mer konkret finner vi at springbretteffekten av å ta en midlertidig stilling i stedet for å være arbeidsledig er på mellom 2,9 og 4,6 prosentpoeng etter ett kvartal. Dette er reelle springbretteffekter siden vi har kontrollert for spuriøse effekter ved å skille ut uobserverbare heterogene effekter. Vi finner springbretteffekter for de fleste gruppene vi har undersøkt nærmere, men de med lav utdanning, personer over 30 år og menn har størst nytte av å ta en midlertidig stilling relativt til å være arbeidsledig med tanke på å oppnå en permanent stilling.

Springbretteffekten øker over tid for de fleste gruppene vi analyserer. Det er i tråd med humankapitalteori at individer i midlertidige stillinger akkumulerer en viss kunnskapsmengde i forhold til de arbeidsledige som gjør at de øker sjansene for å oppnå en mer stabil permanent stilling. Effektene er spesielt store for de ovennevnte gruppene. Fra den økonometriske analysen finner vi at de med lav utdanning har en springbretteffekt på 13 prosentpoeng etter et halvt år og 16 prosentpoeng etter ett år. Også menn har stor nytte av midlertidige stillinger. Etter et halvt år og ett år finner vi at springbretteffekten av å ta en midlertidig stilling relativt til å være arbeidsledig er på henholdsvis 7,7 og 7,5 prosentpoeng. Vi finner ikke de samme effektene for kvinner. For personer over 30 år finner vi at sannsynligheten for en permanent stilling øker med 7,5 prosentpoeng etter ett år ved å være midlertidig ansatt i stedet for arbeidsledig i utgangspunktet. For yngre personer finner vi ikke denne effekten.

Resultatene fra denne utredningen indikerer at spesielt eldre, menn og de med lave observerbare kvalifikasjoner, har store fordeler av midlertidige stillinger for å oppnå mer stabile permanente stillinger. Det er derfor grunnlag for å spørre seg om den strenge reguleringen for bruk av midlertidige stillinger i Norge bør liberaliseres for således å trekke flere utsatte grupper inn i mer stabile permanente stillinger.

## REFERANSELISTE

Anderson, Theodore W. & Cheng Hsiao (1982): "Formulation and Estimation of Dynamic Models Using Panel Data". *Journal of Econometrics*, Vol. 18, ss. 47–82.

Arellano, Manuel & Stephen R. Bond (1991): "Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations". *Review of Economic Studies*, Vol. 58, ss. 277-297

Bond, Stephen R. (2002): "Dynamic Panel Data Models: A Guide to Micro Data Methods and Practice". *Portuguese Economic Journal*, Vol. 1, No. 2, ss. 141-162.

Booth, Alison L. et al. (2002): "Temporary Jobs: Stepping Stones or Dead Ends?". *The Economic Journal*, Vol. 112, No. 480, ss. F189-F213.

Brinch, Christian (2000): "Arbeidstilbud i vedvarende gode tider". Frischsenteret for samfunnsøkonomisk forskning, Rapport 7/2000.

Burda, Michael & Charles Wyplosz (2005): *Macroeconomics. A European Text*. 4<sup>th</sup> ed. Oxford University Press.

Bø, Tor P. og Inger Håland (2002): "Dokumentasjon av arbeidskraftundersøkelsen (AKU)". Statistisk Sentralbyrå, Notat 2002/24.

Cameron, Colin A. & Pravin K. Trivedi (2005): *Microeconometrics: Methods and Applications*. 1th ed. Cambridge University Press.

Chamberlain, Gary (1980): "Analysis of Covariance with Qualitative Data". National Bureau of Economic Research, Working paper No. T0008.

Cockx, Bart & Matteo Picchio (2009): "Are Short-Lived Jobs Stepping Stones to Long-Lasting Jobs?". The Institute of Study of Labor (IZA) in Bonn, Discussion Paper No. 4007.

Dolado, Juan J. et al. (2002): "Drawing Lessons from the Boom of Temporary Jobs in Spain". *The Economic Journal*, Vol. 112, No. 480, ss. F270-F295.

Ellingsæter, Anne Lise (1979): "Deltidsundersøkelsen 1978". Rapporter fra Statistisk Sentralbyrå, Bind nr. 79:4.

Farm, Ante et al. (2005): "Flödesstatistik från AKU". Statistiska centralbyrån, Bakgrundsfakta till arbetsmarknads- och utbildningsstatistiken 2005:4.

- Hagen, Tobias (2003): "Do Fixed-Term Contracts Increase the Long-Term Employment Opportunities of the Unemployed?". Zentrum für Europäische Wirtschaftsforschung (ZEW), Discussion Paper No. 03-49.
- Heckman, James J. (1981): "The Incidental Parameters Problem and the Problem of Initial Conditions in Estimating a Discrete Time-Discrete Data Stochastic Process". i Charles Manski & Daniel McFadden (1981): *Structural Analysis of Discrete Data with Econometric Applications*. 1th ed. MIT Press, Cambridge, s. 179-195.
- Holmlund, Bertil & Donald Storrie (2002): "Temporary Work in Turbulent Times: The Swedish Experience". Uppsala Universitet Department of Economics, Working Paper Series, No. 2002:1.
- Nergaard, Kristine & Torgeir A. Stokke (1996): "Midlertidige ansettelser i norsk arbeidsliv. Hvor mange, hvem, hvor og hvorfor?". Forskningsstiftelsen Fafo, Fafo-rapport 198.
- Nergaard, Kristine (2004): "Atypisk Arbeid. Midlertidige ansettelser og deltidsarbeid i Norge". Forskningsstiftelsen Fafo, Fafo-rapport 430.
- Nergaard, Kristine (2006): "Midlertidig ansatte i norsk arbeidsliv. Tilleggsundersøkelse til AKU 2005 4. kvartal". Forskningsstiftelsen Fafo, Fafo-notat 2006:19.
- Nia, Vahid P. (2006): "Gauss-Hermite Quadrature: Numerical or Statistical Method?". The 8th. Iranian Statistical Conference Proceedings, ss. 209-215.
- Nickel, Stephen J. (1981): "Biases in Dynamic Models with Fixed Effects". *Econometrica*, Vol. 49, ss. 1417-1426
- Nordling, Merethe (2000): "Dynamisk arbeidstilbud". Frischsenteret for samfunnsøkonomisk forskning, Arbeidsnotat 5/2000.
- Picchio, Matteo (2008): "Temporary Contracts and Transitions to Stable Jobs in Italy". *LABOUR*, Vol. 22, Special Issue No. 1, ss. 147-174.
- Raymond, Wladimir et al. (2006): "Persistence of Innovation in Dutch Manufacturing: Is it Spurious?". CESifo, Working Paper No. 1681.
- Roodman, David (2006): "How to Do xtabond2: An Introduction to Difference and System GMM in Stata". *Stata Journal*, Vol. 9, No. 1, ss. 86-136
- Rønningen, Dag (2008): "Bruttostrømmer i arbeidsmarkedet". Statistisk Sentralbyrå. Økonomiske analyser 5/2008, ss. 17-23.

Stewart, Mark B. (2007): "The Inter-related Dynamics of Unemployment and Low-Wage Employment". *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 22, No. 3, ss. 511-531.

Verbeek, Marno (2008): *A Guide to Modern Econometrics*. 3<sup>rd</sup> ed. John Wiley & Sons Ltd.

Wooldridge, Jeffrey M. (2002): *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. 1<sup>st</sup> ed. MIT Press, Cambridge.

Wooldridge, Jeffrey M. (2005): "Simple Solutions to the Initial Conditions Problem in Dynamic, Nonlinear Panel Data Models with Unobserved Heterogeneity". *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 20, No. 1, ss. 39-54.

Wooldridge, Jeffrey M. (2006): *Introductory Econometrics. A Modern Approach*. 3<sup>rd</sup> ed. South-Western College Publishing, Thomson.

Zijl, Marloes et al. (2004): "Stepping-stones for the unemployed: The effect of temporary jobs on the duration until regular work". The Institute of Study of Labor (IZA) in Bonn, Discussion Paper No. 1241.

### **Internettreferanser**

Referanser til lover – hentet fra Lovdata. { <http://www.lovdata.no> }, [11.03.2009]

"LOV-2005-06-17-62: Lov om arbeidsmiljø, arbeidstid og stillingsvern mv. (arbeidsmiljøloven)".

"LOV-1983-03-04-3: Lov om statens tjenestemenn m.m. (tjenestemannsloven)".

Norges offentlige utredninger (1997): Ny kompetanse. Kap. 7, Kompetanse og kompetansebehov, NOU 1997:25  
{ <http://www.regjeringen.no/nb/dep/kd/dok/NOUer/1997/NOU-1997-25> }, [27.05.2009]

Norges offentlige utredninger (1998): Arbeidsformidling og arbeidsleie, NOU 1998:15.  
{ <http://www.regjeringen.no/nb/dep/fad/dok/nouer/1998/nou-1998-15.html> }, [13.03.2009]

NAV (2009): Tall og analyse/Arbeidsmarked/Registrerte ledige/Tabell 7 - Helt ledige fordelt på varighet. { <http://www.nav.no/> }, [28.05.2009]

OECD Statistics (2009): Labour / Labour force Statistics / Permanent temporary employment.  
{ <http://stats.oecd.org/> }, [23.03.2009]

Statistisk Sentralbyrå (2009): Statistikkområder, 06.01 / Arbeidskraftundersøkelsen / Om statistikken. { <http://www.ssb.no/aku/om.html> }, [12.03.2009]

Statistisk sentralbyrå (2009): Statistikkbanken, 06.01 Yrkesdeltaking / Arbeidskraftundersøkelsen / Tabell 05111 - Personer i alderen 15-74 år, etter kjønn, arbeidsstyrkestatus og alder (1996K1-2008K4).  
{<http://statbank.ssb.no/statistikkbanken/>}, [12.03.2009]

Statistisk sentralbyrå (2009): Statistikkbanken, 06.01 Yrkesdeltaking / Arbeidskraftundersøkelsen / Tabell 05611 – Midlertidig ansatte, etter kjønn og alder (1996K1-2008K4).  
{<http://statbank.ssb.no/statistikkbanken/>}, [12.03.2009]

Warwick University / Economics Department / Mark Stewarts Homepage / Statafiles / Heckman estimator of the random effects dynamic probit model, *redprob*  
{<http://www2.warwick.ac.uk/fac/soc/economics/staff/faculty/stewart/stata/redprob.ado>}, [27.04.2009]

## VEDLEGG

### VEDLEGG 1: ARBEIDSMILJØLOVEN § 14.9 OG TJENESTEMANNSLOVEN § 3.2

#### *Arbeidsmiljøloven § 14-9. Midlertidig ansettelse*

(1) Arbeidstaker skal ansettes fast. Avtale om midlertidig ansettelse kan likevel inngås:

- a) når arbeidets karakter tilsier det og arbeidet atskiller seg fra det som ordinært utføres i virksomheten,
- b) for arbeid i stedet for en annen eller andre (vikariat),
- c) for praksisarbeid,
- d) deltaker i arbeidsmarkedstiltak i regi av eller i samarbeid med Arbeids- og velferdsetaten,
- e) for idrettsutøvere, idrettstrenerne, dommere og andre ledere innen den organiserte idretten.

(2) Departementet kan i forskrift gi nærmere bestemmelser om midlertidig ansettelse for praksisarbeid og om hvilke typer arbeidsmarkedstiltak som omfattes av første ledd bokstav d.

(3) Landsomfattende arbeidstakerorganisasjon kan inngå tariffavtale med en arbeidsgiver eller en arbeidsgiverforening om adgang til midlertidig ansettelse innenfor en nærmere angitt arbeidstakergruppe som skal utføre kunstnerisk arbeid, forskningsarbeid eller arbeid i forbindelse med idrett. Dersom tariffavtalen er bindende for et flertall av arbeidstakerne innenfor en nærmere angitt arbeidstakergruppe i virksomheten, kan arbeidsgiver på samme vilkår inngå midlertidig arbeidsavtale med andre arbeidstakere som skal utføre tilsvarende arbeid.

(4) Arbeidstaker som har vært ansatt i mer enn ett år, har krav på skriftlig varsel om tidspunktet for fratreden senest en måned før fratredelsestidspunktet. Dette gjelder likevel ikke deltaker i arbeidsmarkedstiltak som omfattes av andre ledd bokstav d. Varselet skal anses for å være gitt når det er kommet fram til arbeidstakeren. Dersom fristen ikke overholdes, kan arbeidsgiver ikke kreve at arbeidstakeren fratrer før en måned etter at varsel er gitt.

(5) Midlertidige arbeidsavtaler opphører ved det avtalte tidsrommets utløp, eller når det bestemte arbeidet er avsluttet, med mindre noe annet er skriftlig avtalt eller fastsatt i tariffavtale. For arbeidstaker som har vært sammenhengende midlertidig ansatt i mer enn fire

år kommer reglene om oppsigelse av arbeidsforhold til anvendelse. Dette gjelder likevel ikke for arbeidstaker som er midlertidig ansatt etter første ledd bokstav c, d og e.

**Tjenestemannsloven § 3. Fast og midlertidig tilsetting m.v.**

1. Embetsmann utnevnes fast i embetet, men kan konstitueres når:

- a. Embetsmannen bare trengs for et begrenset tidsrom eller for å utføre et bestemt oppdrag.
- b. Embetet ennå ikke er fast organisert, eller arbeidsområdet eller virkekretsen er planlagt endret.
- c. Embetsmannen skal gjøre tjeneste i stedet for en annen (vikar).

I de tilfelle som er nevnt under b, kan Kongen, i stedet for å nytte konstitusjon, ta forbehold om at embetsmannen skal finne seg i slike endringer i embetets arbeidsområde eller virkekrets som senere blir fastsatt.

Fylkesmann kan utnevnes på åremål.

2. Tjenestemann skal tilsettes fast, medmindre:

- a. Tjenestemannen trengs bare for et bestemt tidsrom eller for å utføre et bestemt oppdrag.
- b. Arbeidet ennå ikke er fast organisert og det derfor er usikkert hvilke tjenestemenn som trengs.
- c. Tjenestemannen skal gjøre tjeneste i stedet for en annen (vikar).
- d. Tjenestemannen skal være aspirant eller elev ved etatsskole.
- e. Tjenestemannen skal tjenestegjøre i utdanningsstilling.
- f. Tjenestemannen skal tjenestegjøre i åremålsstilling.

3. Kongen fastsetter ved forskrift nærmere regler om utnevning av embetsmenn i åremålsstilling. Kongen fastsetter ved forskrift om en tjenestemannsstilling skal være utdanningsstilling eller åremålsstilling. Ved forskrift kan det også fastsettes særregler for enkelte grupper tjenestemenn.



## VEDLEGG 2: OLS-ESTIMATOREN

### Forutsetninger for OLS

1. For hvert individ  $i$ , er modellen er spesifisert på følgende måte:

$y_{i,t} = \beta_1 x_{i,t1} + \dots + \beta_k x_{i,t,k} + a_i + u_{i,t}, t = 1, \dots, T$ , hvor  $\beta_j$  er koeffisienten som skal estimeres og  $a_i$  er uobserverbare effekter som ikke endres over tid og  $u_{i,t}$  er idiosynkratisk feilledd.

2. Antar tilfeldig utvalg fra tverrsnittet.

3. Antar at det ikke eksisterer noen perfekt lineær sammenheng mellom forklaringsvariablene. (For FE og FD forutsettes at hver forklaringsvariabel endres over tid, i hvert fall for noen av individene i utvalget).

4. For hvert tidspunkt  $t$ , er forventet verdi av det idiosynkratiske feilleddet gitt forklaringsvariablene i alle tidsperioder og de uobserverbare effektene lik null. Altså:

$$E(u_{i,t} | \mathbf{x}'_{i,t}, a_i) = 0$$

Under 1-4 vil OLS-estimatoren være forventningsrett. Hovedforutsetningen er nummer 4 som krever at alle forklaringsvariablene er eksogene.

5. Variansen til feilleddet betinget på forklaringsvariablene i alle tidsperioder og de uobserverbare effektene skal være konstant. Altså:  $Var(u_{i,t} | \mathbf{x}'_{i,t}, a_i) = Var(u_{i,t}) = \sigma_u^2$

6. For alle  $t \neq s$ , kreves det at de idiosynkratiske feilleddene er ukorrelet, betinget på alle forklaringsvariabler og  $a_i$ . Altså:  $Cov(u_{i,t}, u_{i,s} | \mathbf{x}'_{i,t}, a_i) = 0$

Under 1-6 vil "OLS-estimatoren til  $\beta_j$  være BLUE (best linear unbiased estimator).

7. Betinget på  $\mathbf{x}'_{i,t}$  og  $a_i$ , vil  $u_{i,t}$  være uavhengig og identisk normalfordelt med forventning null og standardavvik  $\sigma_u^2$ .

Under 7 antas det at de idiosynkratiske feilleddene er normalfordelt, og både t og F-statistikken vil være t- og F-fordelt. Hvis ikke 7 holder, men vi har mange observasjoner og få tidsperioder vil analysen likevel være tilnærmet asymptotisk.

Kilde: Wooldridge, (2002, 2006)

### VEDLEGG 3: BESKRIVELSE AV LPM

Vi antar at det idiosynkratiske feilleddet gitt alle forklaringsvariablene i alle perioder og de uobserverbare effektene er lik null. LPM for en binær responsvariabel (avhengig variabel) er spesifisert som:

$$P(y = 1 | x) = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \dots + \beta_K x_K$$

hvor  $x_j$  er forklaringsvariablene. I denne sammenhengen tolkes  $\beta_1$  som endring i sannsynligheten for at den avhengige variabelen tar verdien 1 (suksess) gitt en enhets endring i forklaringsvariabelen,  $x_1$  når vi holder alle de andre faktorene konstant. Altså:  $\beta_1 = \partial P(y = 1 | x) / \partial x_1$ . Gitt at  $x_1$  er en binær variabel vil  $\beta_1$  være endringen i sannsynlighet for suksess når  $x_1 = 1$  og når  $x_1 = 0$ , gitt at de andre forklaringsvariablene holdes fast.

#### Svakheter ved LPM

Det er flere svakheter ved å bruke lineære sannsynlighetsmodeller. For det første siden modellen er lineær vil den for enkelte observasjoner predikere sannsynligheter som er under 0 eller over én. Siden sannsynligheter per definisjon må ligge mellom 0 og 1, vil dette gi lite mening.

For det andre vil ikke sannsynlighetene være lineær relatert til forklaringsvariablene for alle verdier. Sagt på en annen måte vil det ikke være slik at sannsynligheten øker lineært med økning i forklaringsvariablene.

For det tredje vil en lineær sannsynlighetsmodell ikke oppfylle Gauss-Markov forutsetningene om homoskedastisitet. Når den avhengige variabelen  $y$  er en binær variabel vil variansen betinget på forklaringsvariablene i alle tidsperioder være gitt som:  $Var(y | x) = p(x)[1 - p(x)]$ ,

hvor  $p(x) = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \dots + \beta_k x_k$  er sannsynligheten for suksess. Dette betyr at det må være heteroskedastisitet i en lineær sannsynlighets modell. Heteroskedastisitet vil ikke medføre forventningsskjevne estimatorer, men det vil gi feilaktige standardavvik. Imidlertid er det relativt enkelt å korrigere for dette.

På tross av svakhetene knyttet til den lineære sannsynlighetsmodellen vil den fungere greit, spesielt når verdiene er nært gjennomsnittet i utvalget. LPM har også en stor fordel i den forstand at det er lettere å tolke koeffisientene.

#### VEDLEGG 4: BESKRIVELSE AV PROBIT

I LPM-modellen antas det at det er en lineær sammenheng mellom sannsynligheten for suksess og forklaringsvariablene. Vi har imidlertid sett at dette gir prediksjoner utenfor intervallet 0-1. For å unngå denne begrensningen kan vi bruke ikke-lineære modeller hvor sannsynlighetene er funksjon av forklaringsvariablene. Vi antar at sannsynligheten for suksess gitt forklaringsvariablene er gitt ved følgende sammenheng:

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

,hvor  $G$  er funksjon som er definert mellom null og én,  $0 < G(z) < 1$ . For å få  $G$  mellom null og én er det foreslått flere funksjonsformer. To metoder som er mye brukt er henholdsvis logit og probit modeller. Vi benytter probitmodellen og da vil  $G$  være en kumulativ standard normalfordelt funksjon.

$G(z) = \Phi(z) \equiv \int_{-\infty}^z \phi(v) dv$ , hvor  $\phi(z)$  er standard normal tettheten som defineres:

$$\phi(z) = (2\pi)^{-1/2} \exp(-z^2 / 2)$$

Denne funksjonsformen vil være definert mellom null og én for alle parameterverdiene og forklaringsvariablene.

Probit modellen utledes på følgende måte. Vi antar en uobserverbar variabel  $y^* = \beta_0 + x\beta + e$ ,  $y = 1[y^* > 0]$ . Hvor indikatorfunksjonen  $1[\cdot]$  definerer binære utfallet, som tar verdien én hvis parenteser er sann og null ellers. Altså vil den avhengige variabelen være 1 hvis  $y^* > 0$  og null hvis  $y^* < 0$ . Hvis vi antar at  $e$  er uavhengig av  $x$  vil  $e$  være standard

normalfordelt i probitmodellen. Dette kan vi bruke til å vise at sannsynligheten for den avhengige variabelen er:

$$P(y = 1 | x) = P(y^* > 0 | x) = P(e > -(\beta_0 + x\beta) | x) = 1 - G[-(\beta_0 + x\beta)] = G(\beta_0 + x\beta)$$

For å estimere den lineære sannsynlighetsmodellen benytter vi oss av OLS. Når vi ser på ikke lineære sannsynlighetsmodeller og estimerer funksjoner, som for eksempel probit, vil maximum likelihood estimatoren måtte brukes (Wooldridge, 2002).

#### VEDLEGG 5: MAXIMUM LIKELIHOOD ESTIMATOREN (MLE)

Vi antar at tettheten til den avhengige variabelen  $y$  betinget på alle forklaringsvariabler i alle tidsperioder er gitt som:

$$f(y_i | x_i; \beta) = [G(\beta_0 + x_i\beta)]^y [1 - G(\beta_0 + x_i\beta)]^{1-y}, \text{ hvor } y = 0,1,$$

Log-likelihood funksjonen for en observasjon  $i$  er logaritmen til den ovennevnte funksjonen.

$$\ell(\beta) = y_i \log[G(\beta_0 + x_i\beta)] + (1 - y) \log[1 - G(\beta_0 + x_i\beta)]$$

Denne er definert for alle verdier av  $\beta$  siden  $G(\cdot)$  kun tar verdier mellom 0 og 1. Log-likelihood funksjonen for hele utvalget får vi ved å summere over alle observasjonene i utvalget.

$$L(\beta) = \sum_{i=1}^n \ell_i(\beta)$$

Maximum likelihood estimatoren for estimatene for alle  $\beta$ , gitt som  $\hat{\beta}$  er gitt ved å maksimere denne funksjonen. Med et tilfeldig utvalg vil MLE være konsistent og asymptotisk normal og asymptotisk effisient. Imidlertid når utvalgsstørrelsen går mot uendelig vil  $G(\cdot)$  være tilnærmet normalfordelt (Wooldridge, 2002).