

# Dagpenger og arbeidsavklaringspenger

*Hva kjennetegner personer som kommer inn på  
arbeidsavklaringspenger sammenlignet med dem  
som kommer inn på dagpenger?*

Victoria Jensen



Masteroppgave i samfunnsøkonomisk analyse  
(Forskning)  
ved Økonomisk institutt

UNIVERSITETET I OSLO  
Mai 2019

## Dagpenger og arbeidsavklaringspenger

*Hva kjennetegner personer som kommer inn på  
arbeidsavklaringspenger sammenlignet med dem  
som kommer inn på dagpenger?*

© Victoria Jensen

2019

Dagpenger og arbeidsavklaringspenger. Hva kjennetegner de personene som kommer inn på arbeidsavklaringspenger vs. de som kommer inn på dagpenger ved minste ytelse

Forfatter Victoria Jensen

<http://www.duo.uio.no/>

Trykk: Representralen, Universitetet i Oslo

# Sammendrag

I 2010 ble de tre midlertidige helserelaterte ytelsene attføringspenger, rehabiliteringspenger og tidsbegrenset uførestønad erstattet av arbeidsavklaringspenger. To viktige målsettinger med NAV-reformen i mars 2010 var å sikre en mer helhetlig oppfølging av brukerne og å styrke arbeidslinja. Innføringen av arbeidsavklaringspenger i 2010 var en av flere endringer som skulle bidra til at flere kom i arbeid og færre ble varig uføretrygdet. Målgruppen for den nye ytelsen skulle være den samme som for de tre tidligere ytelsene til sammen. Sammenslåingen var et viktig grep fordi mange tiltak for å begrense tilgangen til varig uføretrygd ikke hadde gitt ønskede resultat (St.meld.nr 9 (2006–2007)). Oppgaven er i stor grad inspirert av en problemstilling som er svært aktuell for videreutvikling av velferdsstaten. Arbeidsavklaringspenger og dagpenger er ytelser med ulike målgrupper og ulike inngangsvilkår, og er rettet mot henholdsvis personer med nedsatt arbeidsevne av helsemessige årsaker og arbeidsledige. Likevel vil enkelte være i gråsoner der de både har helsemessige utfordringer og utfordringer med arbeidsledighet, og vil i prinsippet kunne være aktuelle som mottakere av begge ytelsene. Økonomiske insentiver kan da få innvirkning på om personer i en slik gråsoner blir mottakere av arbeidsavklaringspenger som en helserelatert ytelse, eller alternativt dagpenger som en arbeidsrelatert ytelse. Dette er et dagsaktuelt og viktig tema. Intensjonen var hele tiden å skrive en utredning som gjennom økonometrisk analyse kan vise hvordan kompensasjonsgrader påvirker ytelsesvalget for de som reelt sett kan velge mellom disse to ytelsene.

De fleste ikke kan velge mellom arbeidsavklaringspenger og dagpenger. Valget er styrt av rettigheter. For de som likevel kan velge mellom disse, kan det hende at det enkelte ville maksimere sin framtidige nytte ved ulike valg. Nyten vil bestå av nåverdien av alle framtidige forventede inntekter, både trygdeinntekter og arbeidsinntekter, ved to alternative valg. I tillegg vil det bestå av nåverdien av framtidig fritid ved de ulike valgene. For individer med lave inntekter kan arbeidsavklaringspenger gi høyere nytte via høyere trygdeinntekter på kort sikt enn dagpenger, grunnen av reglene for minsteytelse. Det vil riktignok bare gjelde for personer i en gråsoner mellom et helseproblem og arbeidsledighet. Samtidig kan det hende at å bli mottaker av dagpenger gir lavere sannsynlighet for å lykkes på arbeidsmarkedet på lang sikt, og derfor lavere forventede arbeidsinntekter, men mer fritid. I høykonjunktur, for de som ikke er i gråsoner og som ikke ville forsikre ledighetsproblemer med trygden til tross for mindre kompensasjonsgrad, kan dagpenger være foretrekkende enn arbeidsavklaringspenger.

# Forord

*Med kjærlichkeit til min sønn Brage Alexander*

Denne oppgaven er skrevet ved Arbeids- og velferdsdirektoratet, Kunnskapsavdelingen og er en del av mikrodataprojektet «Hva som kjennetegner de personene som kommer inn på arbeidsavklaringspenger vs. de som kommer inn på dagpenger». Studien utgjør min masteroppgave i samfunnsøkonomisk analyse ved Økonomisk institutt, Universitet i Oslo, der Ragnar Nymoen og Zhiyang Jia har vært mine fantastiske veiledere. Først og fremst vil jeg takke dere for nyttige samtaler, nøye gjennomlesing og konstruktive kommentarer i arbeidet med prosjektet. Dere har kommet med masse faglige tips og tilbakemeldinger som har gjort dette prosjektet faglig sterkt og bidratt med mulig ny kunnskap om velferdsytelsene.

Jeg vil også rette en spesiell takk til min seksjonsleder i Seksjon for stønadsbudsjett Ole Christian Lien for innsiktsfulle tilbakemeldinger og uvurderlig veiledning gjennom hele prosessen. Ole Christian var en fabelaktig sparringspartner via hele prosessen når jeg selv var usikker om resultatet og om det var verdt å fortsette å gå denne veien. Jeg vil også rette takk til Arbeids- og velferdsdirektoratet for tilgangen til datamateriale, samt Inger-Cathrine Kann for god ekstern veiledning med dataene fra Arbeids- og velferdsdirektoratet. Eventuelle gjenværende feil eller mangler i avhandlingen er helt min egne. Jeg vil også takke så mye mine hyggelige kolleger ved Arbeids- og velferdsdirektoratet for nyttige innspill.

Jeg vil også takke mine klassekamerater - spesielt Olga, Katarzyna, Ruslana og Xiaoguang Ling som jeg har samarbeidet mye med, for studietidene, diskusjoner og vennskap. En kjempetakk til Marte E. Engebretsen, studiekonsulent ved UiO for tålmodighet og støtte. En stor takk fortjener Marina Rybalka, forsker fra Statistisk sentralbyrå for masse innspill i faget og nyttige faglige diskusjoner.

Til slutt, til mine foreldre Nadezhda og Michael også min bror Igor. Takk at dere alltid oppmuntret meg til å stå på og realisere potensialet mitt ved gå videre. Jeg vil også takke min svigermor Anita Marion. Denne masteroppgaven dedikerer jeg til deg, lille sønnen min Brage Alexander. Jeg ønsker for deg at du alltid vil stå på og nå din drøm, alltid se på mulighetene og ikke begrensningene.

*Victoria Jensen, 13. mai 2019, Oslo Norge*

## Innholdsfortegnelse

1	Innledning.....	2
2	Regelverkets hovedtrekk og formålet ved ytelsene.....	7
2.1	Midlertidige helserelaterte ytelser før reformen i mars 2010 .....	7
2.2	Arbeidsavklaringspenger .....	8
2.3	Sykepenger .....	11
2.4	Dagpenger.....	11
3	Oversikt over empirisk litteratur .....	12
3.1	Økonomiske insentiver .....	12
3.2	Empirisk bagrunn .....	14
4	Datamateriale .....	22
4.1	Datagrunnlag .....	22
4.2	Utfordring med Aa-register og a-melding .....	23
4.3	Deskriptiv statistikk.....	24
4.4	Robusthet.....	35
5	Statistisk metode .....	37
5.1	Identifikasjons strategi.....	37
5.1.1	Isolering av kausal inferens.....	39
5.1.2	Økonometrisk modell.....	45
5.1.3	Estimering .....	51
5.2	Modellens forklaringskraft .....	52
5.2.1	Litt om signifikansen.....	53
6	Resultater.....	55
6.1	Marginale effekter .....	58
7	Konklusjon .....	78
	Litteraturliste .....	81
	Vedlegg .....	86

# Liste over figurer

Figur 1. Inntektsintervaller og kompensasjonsgrad for individer som har rett til sykepenger, dagpenger og arbeidsavklaringspenger .....	10
Figur 2. Arbeidsavklaringspenger. Nye tilfeller. Andel av befolkningen. Aldersfordelt. Periode 2008-2016 .....	30
Figur 3. Nye mottakere av dagpenger. Andel av befolkningen. Aldersfordelt. Periode 2008-2016 .....	31
Figur 4. Nye mottakere av arbeidsavklaringspenger. Andel av befolkningen i hver inntektsgruppe. Periode 2008-2016 .....	33
Figur 5. Nye mottakere av dagpenger. Andel av befolkningen i hver inntektsgruppe. Periode 2008-2016 .....	33
Figur 6. Arbeidsavklaringspenger inntektsfordelt. Nye ytelsesløp. Andel av befolkningen. Periode 2008-2016 .....	34
Figur 7. Dagpenger. Nye ytelsesløp. Andel av befolkningen. Periode 2008-2016 .....	35
Figur 12. Oddsreter for arbeidsavklaringspenger for inntekt. År 2008-2016 .....	56
Figur 13. Oddsreter for mottak av dagpenger, etter inntektskategori. År 2008-2016 .....	56
Figur 14. Oddsrate for å bli mottaker av arbeidsavklaringspenger relativt til oddsraten for å bli mottaker av dagpenger, per inntektsgruppe. År 2008-2016 .....	57
Figur 15. Differansen i gjennomsnitt marginal effekt på arbeidsavklaringspenger og dagpenger. År 2009-2010 .....	58
Figur 16. Gjennomsnitt marginal effekt av inntekt mellom 0 og 3 G på dagpenger. År 2008-2016 .....	61
Figur 17. Gjennomsnitt marginal effekt av inntekt mellom 0 og 3 G for arbeidsavklaringspenger. År 2008-2016 .....	63
Figur 18. Gjennomsnitt marginal effekt av fylker på dagpenger. År 2008-2016 .....	65
Figur 19. Gjennomsnitt marginal effekt av fylker på arbeidsavklaringspenger. År 2008-2016 .....	66
Figur 20. Oddsreter for mottak av dagpenger, etter inntektskategori. År 2008-2016 .....	66
Figur 21. Oddsreter for mottak av arbeidsavklaringspenger, etter fylke. År 2008-2016 .....	67
Figur 22. Oddsreter for mottak av arbeidsavklaringspenger og dagpenger, etter alder. År 2008-2016 .....	68
Figur 23. Gjennomsnitt marginal effekt av alder på arbeidsavklaringspenger og dagpenger. År 2008-2016 .....	68
Figur 24. Gjennomsnitt marginal effekt av sykepenger på arbeidsavklaringspenger og dagpenger. År 2008-2016 .....	70
Figur 25. Oddsreter for mottak av arbeidsavklaringspenger og dagpenger, etter sykepenger. År 2008-2016 .....	73
Figur 26. Gjennomsnitt marginal effekt av sivilstatus på dagpenger og arbeidsavklaringspenger. År 2008-2016 .....	74
Figur 27. Gjennomsnitt marginal effekt av kjønn på arbeidsavklaringspenger og dagpenger. År 2008-2016 .....	74

Figur 28. Gjennomsnitt marginal effekt av å ha barn under 18 år på arbeidsavklaringspenger og dagpenger. År 2008-2016.....	75
Figur 30. Gjennomsnitt marginal effekt av å bli registrert i arbeid på dagpenger og arbeidsavklaringspenger. År 2008-2016 .....	75
Figur 31. Oddsreter for mottak av arbeidsavklaringspenger og dagpenger, etter registrert i arbeid. År 2008-2016 .....	76
Figur 32. Gjennomsnitt marginal effekt av yrkesvalg på dagpenger. År 2008-2016.....	77
Figur 33. Gjennomsnitt marginal effekt av yrke på arbeidsavklaringspenger. År 2008-2016.	77
Figur A.1. Arbeidsavklaringspenger. Nye mottakere. Aldersfordelt. Antall. Periode 2008-2016.....	86
Figur A.2. Dagpenger. Nye mottakere. Aldersfordelt. Antall. Periode 2008-2016 .....	86
Figur A.3. Antall av nye mottakere arbeidsavklaringspenger. Periode 2008-2016 .....	86
Figur A.4. Dagpenger. Nye ytelsesløp. Antall. Periode 2008-2016.....	87
Figur A.5. Oddsreter for mottak av dagpenger, etter yrke. År 2008-2016.....	87
Figur A.6. Oddsreter for mottak av arbeidsavklaringspenger, etter yrke År 2008-2016 .....	88



# Liste over tabeller

Tabell 1. Observert personlig karakteristikk og kjennetegn variabler brukt i diskretvalgs analyse.....	25
Tabell 2. Utvalgsstatistikk over mottakere av arbeidsavklarings- og dagpenger før og etter 2010.....	29
Tabell 3. Oddsrat for arbeidsavklaringspenger per inntektsgruppen / oddsrat for dagpenger per inntektsgruppe. År 2008-2016.....	57
Tabell 4. Marginal effekt per inntektsintervall. År 2008-2016.....	59
Tabell 5. Personer i alder 15-74 år etter arbeidsstyrkestatus, kjønn, alder og år .....	62
Tabell A.1. Resultater fra analysemodell (estimer).....	88
Tabell A.2. Resultater fra analysemodell (oddsrater) .....	91
Tabell A.3. Resultater fra analysemodell (Wald-test).....	93



# Ansvarsfraskrivelse

Dataene som ble brukt i denne oppgaven ble hentet fra Navs register. Datagrunnlag består av populasjonsutvalg hentet fra NAVs register. Norsk senter for forskningsdata (NSD) og Datatilsynet har tilpasset utvinningen av dataene til analyseformål. Ingen av de ovennevnte institusjonene er ansvarlige for analysene eller tolkingene som presenteres her.

# 1 Innledning

OECD har uttrykt bekymring for at det i Norge er observert en høy andel av passive ungdommer som får helserelaterte ytelser, samtidig som det er lav arbeidsledighet i samme aldersgruppe (OECD 2013). Dersom de sosiale problemene og arbeidsledighet «skyves til» helsevesenet, ved at det skjer en økning i bruken av helserelaterte ytelser som sikrer framtidig inntekt i denne gruppen, kan såkalt «medikalisering» av arbeidsledighet eller sosiale problemer bli en tendens i Norge. «Medikalisering» kan også bidra til innelåsning innenfor trygdesystemet. Forskning viser at i løpet av de siste årene, har det norske velferdssystemet «medikalisert» unge brukere med hjelp av mildere screening til arbeidsavklaringspenger. Med mildere screening mener vi at inngangsvilkårene for arbeidsavklaringspenger har vært mindre strenge enn for de tidligere ordningene som ble erstattet i 2010 (rehabiliteringspenger, attføringspenger, tidsbegrenset uførestønad). Det at stadig færre nye mottakere av arbeidsavklaringspenger har sykepenger fra før av kan også være et tegn på medikalisering av arbeidsmarkedsproblemer blant enkelte grupper unge brukere (Kann m.fl. 2016).

Det for å miste jobben er en viktig årsak til at folk blir mottaker av uføretrygd i Norge, og dette fenomenet kan være mye større enn det som tidligere har vært erkjent (Bratsberg, m.fl. 201). Jo vanskeligere det er å finne en ny jobb, jo mer sannsynlig er det at arbeidsledighet kan føre til uførhet. Desto større arbeidsledigheten er, jo større er sannsynligheten å bli mottaker av uføretrygd. Forskningen fra USA indikerer at tilgangen til uføretrygd er motsyklisk (Muller m.fl. 2016). En mulig forklaring er at arbeidsledige som bruker opp sine rettigheter til dagpenger, benytter uføretrygd for å forlenge stønadsperioden.

«Medikalisering» kan føre til skarp reduksjon av ungdommenes tilbøyelighet til arbeidsdeltakelse og kan bety økt sannsynlighet for å bli trygdemottaker (Schreiner 2016). Forskningen har så langt ikke besvart hvilke mekanismer som står bak funnene; om reduksjon i senere arbeidsdeltakelse skyldes forskjeller i hvilke typer tiltak som tilbys mottakere av de ulike ytelsene, effekter gjennom lengre varighet som ytelsesmottaker, eller psykologisk motløshet, dvs. at det i større grad handler om eget valg. Kunnskap om konsekvensene av en mildere screening er viktig både fordi det kan gi uheldige konsekvenser for den enkelte, og fordi det kan være kostbart for samfunnet. I norsk sammenheng, kan et virkemiddel for å unngå «medikalisering» av ungdommer være å slå sammen de forskjellige typer midlertidige

ytelser til en felles inntektssikringsytelse, der vilkåret for ytelsen ikke er avhengig av en helsevurdering. (Schreiner 2016)

Arbeidsledige som også har et helseproblem, vil kunne være i en gråsonerområde der de både vil kunne oppfylle vilkårene for dagpenger og arbeidsavklaringspenger. For enkelte vil minsteytelsen for arbeidsavklaringspenger kunne gjøre det mer attraktivt å bli mottaker av arbeidsavklaringspenger, spesielt dersom de ikke har krav på sykepenger. En annen vei inn på arbeidsavklaringspenger eller dagpenger er via sykepenger fremfor straks å bli mottaker av dagpenger. Dersom legen erkjenner sykdommen hos vedkommende som står til hindring å utføre arbeid, kan den bli sykmeldt senest i siste arbeidsdag med maksimal varighet 52 uker. Deretter kan vedkommende gå over enten til dagpenger eller arbeidsavklaringspenger når alle vilkårene er fullført. Derfor i noen tilfeller kan sykmelding virke som forsikring fra arbeidsledighet.

Det har tidligere vært publisert empiri om virkninger av økonomiske incentiver på varighet og utfall av mottakere av arbeidsavklaringspenger basert på et stort kvasi-eksperiment i Norge (Fevang m. fl. 2013). For å identifisere hvilken rolle økonomiske incentiver hadde, ble det utnyttet en reform av de midlertidige helserelaterte ytelsene i januar 2002. Reformen i 2002 ble brukt for å finne ut hvordan kompensasjonsgrad påvirker varighet og utfall på de midlertidige helserelaterte ytelsene. Et hovedtrekk i denne analysen var ikke å analysere reformens virkninger som sådan, men hvordan individuell kompensasjonsgrad avhengig av tidligere opptjening, påvirker utfallet for de midlertidige helserelaterte ytelsene. Hovedfunnet var at økonomiske incentiver påvirker varighet og utfallet på uttak av de tidligere midlertidige helserelaterte ytelsene (Fevang et al 2015). Funnene fra analysen basert på en hasardratemodell bekreftet at større uttak signifikant reduserer avgangen fra midlertidige helserelaterte ytelser.

En annen analyse (Røed og Zhang, 2005) med bruk av en liknende økonometrisk metode og med tilgang til tilfeldig variasjon i utbetalingsnivå ble det estimert en elasticitet av overgangsraten til arbeid med hensyn på utbetalinger til uføretrygd som var to ganger så stor som estimert for de midlertidige helserelaterte ytelsene. Det ser altså ut til at de økonomiske incentivene er sterkere når det gjelder uføretrygd enn for de midlertidige helserelaterte ytelsene. I tillegg er nivået av utbetalinger til mottakere av de midlertidige helserelaterte ytelsene en faktor som signifikant påvirket overgangsraten til alternative ordninger, dvs. uføretrygd og dagpenger.

Formålet av prosjektet er å se på kjennetegn ved dem som kommer inn på arbeidsavklaringspenger eller dagpenger, enten direkte eller via sykepenger. Dette Prosjektet vil forsøke å besvare et spørsmål om hvordan inntektsnivået påvirker sannsynligheten for å bli mottaker av enten dagpenger eller sykepenger / arbeidsavklaringspenger for personer som både har rett til dagpenger og til arbeidsavklaringspenger med hensyn til inntektsgrunnlag, og hvordan dette henger sammen med beregningsreglene for disse ytelsene. Så vidt jeg kjenner til – finnes det ingen tidligere analyse som handler om akkurat dette. Analysen tar sikte på å belyse sammenhengen mellom tidligere inntekt og hva man får i ytelse i dagpenger og arbeidsavklaringspenger, samt dekningsgraden for disse, og svare på spørsmål om arbeidsavklaringspenger er mer attraktivt framfor dagpenger. Vi vet jo at arbeidsavklaringspenger er foretrekkende for de som har helseproblemer. Dagpenger er arbeidsrelatert ytelse og er foretrekkende for de som er friske og ville tilbake på arbeidsmarked. Både dagpenger og arbeidsavklaringspenger kan være en midlertidig løsning av arbeidsledighetsproblemer spesielt i lavkonjunktur. Likevel ville jeg se på andre kjennetegn som kan direkte påvirke individer å foretrekke dagpenger over arbeidspenger og omvendt. Det neste avsnittet beskriver problemstillingene i mer detaljer.

Masteroppgaven har følgende problemstilling:

- Hvordan påvirker kompensasjonsgrad sannsynligheten for om personer blir mottakere av arbeidsavklaringspenger eller dagpenger?
- Hva reforma om sammenslåing av de tre tidligere helserelaterte helseytelsene rehabiliteringspenger, attføringspenger og tidsbegrenset uførestønad gitt for tilstrømmingen av mottakere? Det blir gjennomført analysen av utviklingen før og etter reforma ved å sammenligne estimer før og etter 2010.

Dette vill gi et grunnlag for forfatterens framtidige analyse om effekten fra sammenslåing av disse tre tidligere helserelaterte ytelsene for tilstrømmingen av unge mottakere 18-29 år.

Tidligere har det blitt gjennomført tilsvarende analyse om effekten på innføring av arbeidsavklaringspenger (Kann, f. flere 2016,2) direkte eller via sykepenger. I denne analysen vil det brukt andre kovariater som kontrollvariabel: kjønn, nasjonalitet, alder, yrke, antall barn under 18 år for å forklare effekten for mottakergruppa 18-29 år mer detaljert. Analysen vil vie ekstra fokus til forløpet for unge mottakere under 30 år siden unge mottakere uten særlig arbeidserfaring har en tendens å søke på arbeidsavklaringspenger ettersom de gir mer kompensasjon. Samtidig har de unge mottakerne liten eller nesten ingen arbeidserfaring. Derfor kan liten arbeidstilknytning og manglende økonomiske insentiver føre til stor risiko for

dem å være utsatt for varig utenforskap og sosial isolasjon fra tidlig alder. Derfor i analysen blir det gitt stort fokus på om effekter varierer gjennom alder og inntekt. Det er ikke alltid arbeidsavklaringspenger er foretrekkende framfor dagpenger til tross for større kompensasjonsgrad.

Individer foretrekker arbeidsavklaringspenger:

1. Når mottakere har helseproblemer og samtidig er arbeidsledig og dermed er i en gråsonen der de har rett både til dagpenger og arbeidsavklaringspenger. Hvis tidligere arbeidsinntekt er såpass lav at arbeidsavklaringspenger gir en vesentlig høyere kompensasjonsgrad enn dagpenger, kan personer av økonomiske grunner foretrekke å bli mottaker av arbeidsavklaringspenger.
2. Dette kan ofte gjelde mottakere som er relativt unge, under 30 år, og har svak tilknytning til arbeidsmarkedet.
3. Det kan også særlig gjelde mottakere som har lav utdanning og som kom fra et helsebelastende yrke.
4. I lavkonjunktur når arbeidsledigheten øker, kan utsiktene til å komme i jobb være svakere enn ellers. Noen vil da kunne foretrekke å bli mottaker av arbeidsavklaringspenger som kan sikre inntekten i en lengre periode enn dagpenger.

Individer foretrekker dagpenger framfor arbeidsavklaringspenger.

Dette kan gjelde personer som har hatt såpass høy tidligere arbeidsinntekt at kompensasjonsgraden for dagpenger og arbeidsavklaringspenger er tilnærmet lik.

1. Selv om den enkelte er i gråsonen mellom arbeidsledighet og et helseproblem, kan det da være avgjørende for den enkelte å det å gå på arbeidsavklaringspenger kan gi et dårlig signal til arbeidsgivere om et individ og deres helseproblemer
2. I høykonjunktur når arbeidsmarkedet er godt, kan dagpenger gi bedre utsikter på arbeidsmarkedet på sikt enn framfor å sitte på arbeidsavklaringspenger.
3. Det å ha en etterspurt utdanning kan øke sjansen til å få fotfeste på arbeidsmarkedet. Ved å motta arbeidsavklaringspenger risikerer den enkelte å bli stående lenger utenfor arbeidsmarkedet og miste kompetanse. Da vil dagpenger, som de fleste mottar kun i kortere perioder, kunne være mer attraktivt for å beholde kompetansen som er den største ressursen hos individer

På grunn av minsteytelsen i arbeidsavklaringspenger er forskjellen i kompensasjonsgrad liten blant personer med middels eller høy inntekt og stor blant personer med lavere inntekt. I oppgaven blir det beregnet sannsynligheten for overgang til dagpenger og

arbeidsavklaringspenger (via eller forbi sykepengen for begge ytelsene). Deretter blir det undersøkt om sannsynligheten er ulik i ulike inntektsgrupper kontrollert for observerbare kjennetegn hos ytelsesmottakeren. Hensikten er å finne ut om en overgang til dagpenger eller arbeidsavklaringspenger i inntektsintervallene skyldes observerbare kjennetegn hos ytelsesmottakerne eller om det kan skyldes beregningsreglene for de to ytelsene. Figur 1 i Kapittel 2 skal beskrive mer detaljert beregningsreglene for analyserte ytelsene.

Analysen skal svare på om det er mer sannsynlig å ha overgang til arbeidsavklaringspenger når denne ordningen gir vesentlig høyere kompensasjonsgrad enn dagpenger for en gruppe mennesker som kan få rett til både arbeidsavklaringspenger og dagpenger gitt at de oppfyller de øvrige vilkårene for disse ytelsene. En av grunnene kan være uobservert heterogenitet. Disse mennesker kan være noe syke, men ikke nok for å oppfylle vilkår for arbeidsavklaringspenger. Samtidig kan de være arbeidsledig og noe syke. Da kan de også ha rett til dagpenger. Uobservert heterogenitet oppstår ved valgets variasjon eller som ikke målet. Som var nevnt tidligere, unge mottakere har lavere arbeidsinntekt enn de som er over 30 år som å gjøre arbeidsavklaringspenger for de unge mottakere mer attraktiv enn dagpenger. Gruppering til alders- og inntektsgrupper skal hjelpe å redusere uobservert heterogenitet.

Deretter blir det drøftet hvordan differansen i kompensasjonsgrad mellom arbeidsavklaringspenger og dagpenger påvirker valget av ytelsen. Beregningsgrunnlaget for begge ytelsene tilsvarer det høyeste av pensjonsgivende inntekt enten for siste kalenderår eller siste 3 kalenderår. Utfra resultatene drøfter jeg hvordan økonomiske insentiver påvirker sannsynligheten for at de yrkesaktive i ulike inntektsgrupper blir mottakere av dagpenger eller arbeidsavklaringspenger. For ulike inntektsintervaller blir det definert de dummy-variablene for å gjøre analyse for sannsynligheten for overgang til dagpenger eller arbeidsavklaringspenger, evt. via sykepengen, samt drøftet lønnsomheten i forbindelse med kompensasjonsgrad.

I masteroppgaven ble det funnet ut at sannsynlighetene er ulike i ulike inntektsgrupper, men at dette skyldes forskjeller i kompensasjonsgrad er vanskelig å påvise. Gjennom en empirisk analyse ble det funnet at økonomiske insentiver og innsats spiller en sentral rolle for å forklare tilstrømmingen til arbeidsavklarings- eller dagpenger, selv om jeg ikke direkte kan påvise en særskilt effekt av kompensasjonsgrad i ulike inntektsintervaller. Kompensasjonsgrad kan stimulere innsatsen som ligger innenfor mekanismene av økonomiske insentiver.



## 2 Regelverkets hovedtrekk og formålet ved ytelsene

### 2.1 Midlertidige helserelaterte ytelser før reformen i mars 2010

Tidligere midlertidige helserelaterte ytelser før reformen i mars 2010 har bestått av rehabiliteringspenger, attføringspenger og tidsbegrenset uførestønad.

Rehabiliteringspenger hadde et formål å gi ytelse til livsopphold til personer som på grunn av sykdom, skade eller lyte ikke kunne utføre sitt arbeid. Dette var en korttids ytelse som kunne gis i den perioden medlemmet var under aktiv behandling med utsikt til bedring av arbeidsevnen. Rehabiliteringspenger ble normalt ikke gitt sammenhengende i mer enn ett år. I særskilte tilfeller kunne perioden forlenges i ytterligere ett år og ved meget alvorlige sykdomstilstander eller større skader der den medisinske behandlingen tok lenger tid, kunne det gjøres ytterligere unntak fra tidsbegrensningen.

Attføringspenger hadde et formål å sikre inntekt for medlemmer som gjennomgikk yrkesrettet attføring, og å kompensere for bestemte utgifter som medlemmene hadde i forbindelse med attføringen (attføringsstønad). Ytelsen ble gitt så lenge det var «nødvendig og hensiktsmessig for å gjennomføre attføringstiltak for å skaffe seg eller beholde høvelig arbeid». Attføringsytelser under utdanning ble som hovedregel ikke gitt lenger enn 3 år.

Formålet med innføring av tidsbegrenset uførestønad i 2004 var å sikre inntekt for personer som hadde fått sin inntektsevne eller arbeidsevne varig nedsatt på grunn av varig sykdom, skade eller lyte. Gjennom oppfølging i stønadsperioden var målet at flest mulig skulle komme tilbake i arbeid. Tidsbegrenset uførestønad ble gitt for en periode på ett til fire år og skulle revurderes før periodens utløp. Ytelsen ble innført i et forsøk på å begrense antall personer som fikk varig uføretrygd. Den samlede kompensasjonsgrad avhenger av inntekten i alle disse ytelsene.

- Kompensasjonsgrad: 66 prosent av beregningsgrunnlaget fra enten siste års inntekt før arbeidsevnen ble nedsatt, eller gjennomsnitt av siste tre års inntekt.
- Minste årlig ytelse: 1,97 ganger grunnbeløpet. (Særregel for unge uføre som ga minimum 2,44 ganger grunnbeløpet).

## 2.2 Arbeidsavklaringspenger

Arbeidsavklaringspenger som ble innført mars 2010, har et formål å sikre inntekt for medlemmer mens de får aktiv behandling, deltar på et arbeidsrettet tiltak eller får annen oppfølging med sikte på å skaffe seg eller beholde arbeid. Arbeidsavklaringspenger erstattet de tre tidligere midlertidige ordninger. Ytelsen gis så lenge det er påkrevd for at bruker skal kunne gjennomføre fastsatt aktivitet med sikte på å komme i arbeid, men likevel ikke lenger enn fire år. Stønadsperioden kan i særlig tilfeller forlenges. Departementet kan fastsette nærmere regler om varigheten og kan bestemme i hvilke tilfeller stønadsperioden kan forlenges utover fire år.

Arbeidsavklaringspenger er en ytelse som gis til medlemmer av folketrygden med ervervet nedsatt arbeidsevne med minst halvparten og som fyller minst ett av følgende vilkår. Bruker må enten være i aktiv behandling eller delta på et arbeidsrettet tiltak eller etter å ha prøvd tiltak fortsatt anses å ha en viss mulig for å komme i arbeid. Alle disse aktivitetene foregår under tett oppfølging fra Arbeids- og velferdsetaten. Arbeidsavklaringspenger kan også gis i påvente av utarbeidelse av aktivitetsplanen. Den kan også være gitt i påvente av aktiv behandling, eller i påvente av at et arbeidsrettet tiltak starter. Endelig er det mulig å få arbeidsavklaringspenger i inntil fire måneder når medlemmet som følge av sykdom skal vurderes for uføretrygd. Dersom krav om uføretrygd ikke er behandlet innen den fastsatte vedtaksperioden, kan perioden forlenges i inntil nye fire måneder. Det kan også gis arbeidsavklaringspenger i inntil seks måneder til et medlem som ikke har opparbeidet seg ny rett til sykepenger. Etter Folketrygdlovens kapittel 8 kan arbeidsavklaringspenger gis til studenter som har behov for aktiv behandling for å kunne gjenoppta studiene.

- **Inntektskrav:** Ingen.
- **Kompensasjonsgrad:** 66 prosent av inntektsgrunnlaget. Minste årlige ytelse er 2 grunnbeløp per år (minsteytelsen). Personer som før 26 år har fått arbeidsevnen nedsatt pga. alvorlig og varig sykdom har en høyere minsteytelse på 2,44 grunnbeløp. Etter særregel for unge uføre kan arbeidsavklaringspenger gis fra og med den dagen medlemmet fyller 20 år. Arbeidsavklaringspenger etter dette leddet kan tidligst gis fra og med den dagen medlemmet fyller 20 år. Folketrygdens grunnbeløp er kr 92 576 per mai 2016.

- Inntektsgrunnlag: Inntekt året før arbeidsevnen ble nedsatt, evt. gjennomsnitt for siste 3 år hvis det gir høyere resultat. Inntektsgrunnlaget kan maksimalt utgjøre 6 grunnbeløp.
- En person som oppfyller vilkårene for å motta arbeidsavklaringspenger, kan gå rett på ytelsen uten at det stilles et krav til opptjening.

Arbeidsavklaringspenger er den eneste av de nåværende ytelsene uten inntektskrav eller krav til opptjening, og den eneste ytelsen som har en minste ytelse. Noen av mottakerne her vil derfor ha hatt veldig lave eller ingen tidligere inntekter.

Attføringspenger ligner mest på arbeidsavklaringspenger på dette punktet. For denne ytelsen ble det ikke stilt noen særskilte krav til opptjening. For rehabiliteringspenger og tidsbegrenset uførestønad gjaldt det imidlertid vilkår som forhindrer at personer uten andre opptjente rettigheter kom rett inn på disse stønadene. Ytelsen arbeidsavklaringspenger skulle til sammen omfatte de samme gruppene som de tidligere ytelsene rehabiliteringspenger, attføringspenger og tidsbegrenset uførestønad.

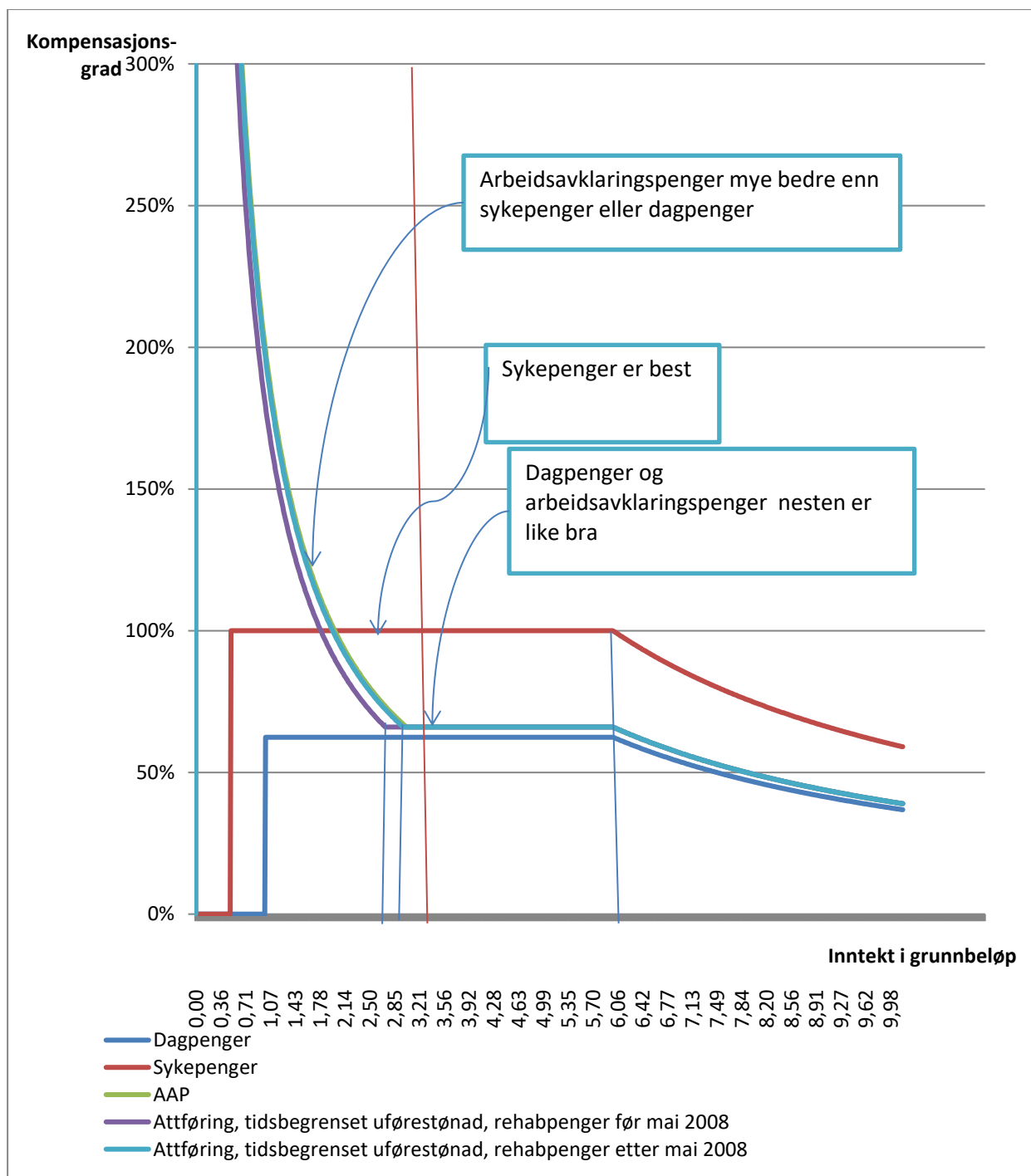
Figur 1 viser beregninger av kompensasjonsgrader i ulike inntektsintervaller for et individ som har rett på sykepenger, dagpenger og arbeidsavklaringspenger, samt at inntektsintervaller hvor det lønner seg å motta arbeidsavklaringspenger er markert. Figuren viser at sykepenger gir høyest kompensasjonsgrad ved inntekter over kr 186 000 kr (2,01 grunnbeløp). Sykepenger gir 100 prosent kompensasjonsgrad for alle med inntekt mellom 47 000 kroner (0,5 grunnbeløp<sup>1</sup>) og 550 000 kroner (6 grunnbeløp). Dette er høyest for disse ytelsene. Kompensasjonsgraden for dagpenger utgjør 62,4 %, i inntektsintervallet mellom kr 93000 (1 grunnbeløp) og kr 563000 (6,08 grunnbeløp). Figuren viser at i inntektsintervallet mellom kr 279 000 (3,01 grunnbeløp) og kr 559 000 (6,04 grunnbeløp) så har både dagpenger og arbeidsavklaringspenger lignende kompensasjonsgrad som utgjør henholdsvis 62,4 prosent og 66 prosent.

Arbeidsavklaringspenger er mest lønnsom når man ikke har opptjent noen inntekt før ytelsen søkes. Ved kr 1000 i årlig inntekt utgjør kompensasjonsgraden 18515 % og fram til opptjent inntekt på kr 186000 eller 2,01 grunnbeløp er arbeidsavklaringspenger den mest lønnsomme ytelsen.

---

<sup>1</sup> Beregningene er gjennomført med 1 grunnbeløp = kr 92576 (grunnbeløpet fra 1. mai 2016).

Figur 1<sup>2</sup>. Inntektsintervaller og kompensasjonsgrad for individer som har rett til sykepenger, dagpenger og arbeidsavklaringspenger



Kilde: Forfatterens beregninger basert på microdata fra Arbeids- og velferdsdirektoratet

<sup>2</sup> Figur 1 er bygget som type eksempel beregnet i Excel for teoretiske personer. Ikke basert på reelle data.

## 2.3 Sykepenger

Sykepenger etter § 8-4 første ledd av Folketrygdloven ytes til den som er arbeidsufør på grunn av en funksjonsnedsettelse som klart skyldes sykdom eller skade. I de tilfellene bruker må være borte fra arbeid, kan det ytes sykepenger også når vedkommende deltar på arbeidsrettet tiltak, if. § 8-4 tredje ledd bokstav c. Folketrygdloven § 8-48 andre ledd hjemler en rett til den høyeste ytelsen av sykepenger og arbeidsavklaringspenger. Bestemmelsen må leses i sammenheng med § 11-23 som hjemler en valgrett mellom de to livsoppholdsyttelsene uavhengig av hvilken ytelse som er høyest. Dersom en mottaker av sykepenger har søkt om arbeidsavklaringspenger, skal valgetten ivaretas ved at NAV Forvaltning vurderer hva som vil være den mest gunstige livsoppholdsyttelsen for bruker ut fra en totalvurdering.

- Inntektskrav: Må ha et inntektsgrunnlag som tilsvarer en årsinntekt på minst 0,5 grunnbeløp.
- Kompensasjonsgrad: 100 prosent av inntektsgrunnlaget.
- Inntektsgrunnlag: beregnes som hovedregel ut fra inntekt i siste måned.

## 2.4 Dagpenger

Hovedsakelig er dagpenger en delvis erstatning for tap av arbeidsinntekt ved arbeidsløshet. For å få dagpenger må man være registrert hos NAV som arbeidssøker og sende meldekort hver 14. dag, samt anses som en reell arbeidssøker. Som hovedvilkår må man få redusert arbeidstid med minst 50 prosent og oppholde seg lovlig i Norge.

- Inntektskravet: Brutto arbeidsinntekt må minst utgjøre 1,5 ganger grunnbeløpet i siste kalenderår eller samlet brutto arbeidsinntekt i de siste 3 kalenderårene må minst utgjøre 3 ganger grunnbeløpet. Dagpengegrunnlaget er det høyeste av enten brutto arbeidsinntekt siste kalenderår, eller gjennomsnittlig brutto arbeidsinntekt siste tre kalenderår.
- Kompensasjonsgrad: 62,4 prosent av dagpengegrunnlaget per år.
- Dagpenger har ingen minsteytelse formelt sett, men i realiteten vil dagpenger alltid minst utgjøre 0,624 G per år (62,4 prosent av 1 grunnbeløp) og de maksimale dagpengene vil utgjøre 62,4 % av 6 ganger grunnbeløpet (3,744 G).

# 3 Oversikt over empirisk litteratur

## 3.1 Økonomiske insentiver

Økonomiske insentiver og innsats spiller trolig en sentral rolle for å forklare tilstrømmingen til arbeidsavklarings- eller dagpenger. Insentiver motiverer folk til å utføre til det beste av deres evner og jobbe hardere og presse for mer for å nå mål. Økonomiske insentiver kan jo like gjerne motivere folk til å velge å søke om en trygdeytelse i stedet for å jobbe hardere for å komme i jobb, dersom trygdeytelsen gir nesten like stor utbetaling som en jobb. Motivasjon eller inspirasjon som kommer innenfra brukes ofte som forklaringsvariabel for å måle effekten av økonomiske insentiver. Et sentralt spørsmål i insentivteori (Laffont, Martimort, 2002)) et sentralt spørsmål: Hva får folk til å handle på en bestemt måte i en økonomisk situasjon eller en forretningssituasjon? De benytter en agent-prinsipal modell med ulike utvidelser for å belyse tre typer informasjonsproblemer: uønsket utvalg, moralsk hasard og ikke-verifiserbarhet. Gjennom analyser av insentiver og kontrakter gir de et metodologisk verktøy for å designe institusjoner som kan sikre gode insentiver for økonomiske agenter.

Økonomiske insentiver er økonomiske motivasjoner for å få folk til å ta visse tiltak. Hovedsakelig skilles det blant to typer insentiver: ytre og indre insentiver som henholdsvis forårsakes av ytre og indre handlinger. Det å motta en belønning eller unngå straff kobles til ytre insentiver. Derfor virker økonomiske insentiver som ytre motivatorer, hvor en finansiell belønning vil motivere noen til å oppnå et mål eller en oppgave.<sup>3</sup>

I denne oppgaven er jeg fokusert på økonomiske insentiver og på individers ønske om å få økonomisk belønning. Dette fokuset har viktige implikasjoner for hvordan vi tenker på forholdet mellom NAV og ytelsesmottaker, som ofte karakteriseres som et eksempel på det som kalles en prinsipal-agent-situasjon. Denne typen situasjoner er generelt kjennetegnet ved at en prinsipal eller NAV ønsker at en agent, ytelsesmottaker, skal utføre noen handling, men hvor det er umulig å skrive en komplett kontrakt som kan håndteres blant dem, fordi det ikke

---

<sup>3</sup> Standard økonomisk teori mener at et motiv er svært viktig når mennesker bestemmer seg for hvor mye innsats de ønsker å yte for å få noen goder. Likevel har innsikter fra adferdsøkonomi og eksperimentell økonomi vist at menneskelig motivasjon er mye mer kompleks. I tillegg, kan være et ønske om sosial status eller interesse for utførende jobb virke viktige som ikke-økonomisk motiv og som kan virke motiverende. Alle disse komplekse effektene av økonomiske insentiver kan virke motsatt av hva standardteorien predikerer (A.W. Cappelen, B. Tungodden, 2012).

er mulig å verifisere hvor mye innsats agent-ytelsesmottaker yter. I slike situasjoner antar standard økonomisk teori at ytelsesmottaker ønsker å gjøre minimum innsats. Løsningen på prinsipal–agent-problemet blir derfor å utarbeide en insentivstruktur slik at det blir i ytelsesmottakers egeninteresse å yte innsats. Egeninteresse også kan være en sammensatt mekanisme som er tett forbundet både med indre og ytre egeninteresse hvilke kan virke både komplementært og ikke-komplementært. Når det gjelder problemstillingen eller hva som forklarer tilstrømming til arbeidsavklaringspenger og dagpenger en av grunnene er at dette kan avhenge bl.a. av kompensasjonsgraden for de to ytelsene for de enkelte. Kompensasjon kan virke som økonomisk insentiv for de enkelte for å velge en ytelsen av høyere kompensasjonsgrad når man har krav til begge. Situasjonen når man oppnår vilkår til begge ytelsene kaller vi en gråsone.

Standard økonomisk teori predikerer at ved en bestemt prinsipal–agent-situasjon, dersom agenten aksepterer kontrakten, vil de velge å yte minimumsnivået av innsats uavhengig av hvilket krav til innsats som er spesifisert i kontrakten, og hvilken fastlønn arbeidsgiver betaler. Rasjonelle arbeidsgiverne vil forutse dette og derfor tilby en fastlønn som er slik at arbeidstakerne akkurat er villige til å akseptere kontrakten, gitt at de yter det minimale innsatsnivået. I økonomiske eksperimenter (Fehr, etc 2000), dersom arbeidstaker takker ja, får de lønnen fra arbeidsgiver, men de står fritt til å bestemme hvor mye innsats de vil yte utover et minimumsnivå. Kontrakter som krever et innsatsnivå utover minimumsnivået, kan med andre ord ikke håndheves. Funnene fra eksperimentet viser at disse prediksjonene fra standard økonomisk teori feiler i laboratoriet. Blant funnene var at arbeidsgiverne i snitt tilbyr en fastlønn som er vesentlig høyere enn det som er nødvendig for å få arbeidstakere til å akseptere jobbtilbudet. Arbeidsgiverne har en god grunn til å gjøre dette, for arbeidstakere som får en høy fastlønn, velger ikke minimumsinnsatsen, men responderer med å yte en høyere innsats for arbeidsgiver jo høyere fastlønn de har blitt tilbudt. Derfor ser ut at gavebytte er et viktig element i relasjonen mellom arbeidsgiver og arbeidstaker.

Resultatene fra eksperimenter (for eksempel Berry og Kanouse, 1987) viser at moralsk motivasjon kan være avgjørende når vi bestemmer hvor mye innsats vi ønsker å yte i en arbeidssituasjon. Moralsk motivasjon kan bidra til å redusere problemet med å få implementert kontrakter som er vanskelig å håndheve, ved at folk vil ha en indre motivasjon for å etterleve kontraktene de har inngått. En type moralsk motivasjon som er viktig i mange

økonomiske sammenhenger, er ønsket om å unngå det man oppfatter som urettferdig. Noe tidligere forskning (f. eks Cappelen mfl. 2007, Cappelen mfl. 2010, Cappelen mfl. 2011) dokumenterer store forskjeller i hva folk oppfatter som en rettferdig fordeling av goder. Et overraskende funn var at folk oppfatter noen ulikheter som rettferdige og andre ulikheter som urettferdige. Imidlertid er det dokumentert at et stort flertall oppfatter ulikheter som skyldes forskjeller i innsats som rettferdige, mens ulikheter som skyldes tilfeldigheter utenfor folks kontroll, oppfattes som urettferdige (Cappelen mfl. 2007, Almås mfl. 2010, Cappelen mfl. 2010, Cappelen mfl. 2011). Disse resultater kan hjelpe å utforme av lønssystemet og gir viktig innsikt i problemstilling, for de viser at det kan være en konflikt mellom hva som gir sterkeste økonomiske insentiver, og hva som oppfattes som rettferdig.

Samtidig er de fleste påvirket av økonomiske insentiver og de fleste synes å gjøre en avveining mellom økonomisk egeninteresse og ønsket om å gjøre det de oppfatter som moralsk riktig. Samspill mellom egeninteresse og moralsk riktighet kan danne en god basis for å forstå hva som ligger i bunn når den enkelte vurderer valget av trygdeytelse, spesielt ved valg mellom arbeidsrelaterte og midlertidige helserelaterte trygdeytelser.

Motivasjon og ferdigheter er to variabler som ofte er vanskelig å måle direkte. Derfor havner ofte disse variablene i restleddet i analysen og forklares indirekte som en slags variabler som muligens kan være endogene og påvirke valget. En mer fundamental utfordring for standardteorien er muligheten for at det er et samspill mellom økonomiske insentiver og andre former for motivasjon, hvor økonomiske insentiver kan fortrenge indre motivasjon og potensielt svekke folks vilje til å yte innsats.

## **3.2 Empirisk bagrunn**

I løpet av de siste tiårene, har empiri om de helserelaterte trygdeytelsene fått stor oppmerksomhet i mange land (eksempler er Autor og Duggan, 2003; Burkhauser og Daly, 2011; Bratsberg et al., 2013.). Det er skrevet en del både om inngang til de helserelaterte ytelsene og avgang med overgang enten til arbeid eller igjen til de helserelaterte ytelsene. Både norsk og internasjonal forskning indikerer at økonomiske insentiver virker. Det finnes individer som ville vært i jobb dersom de økonomiske motivasjonsfaktorene hadde vært sterkere. Samtidig er det klart at for noen kan det å miste inntektsgrunnlaget føre til fattigdom eller overgang til andre trygdeytelser. Man ønsker at velferdssystemet skal virke som en



beskyttelsesordning for dem som mister jobben eller arbeidsevnen uten at det fjerner motivasjonen til egenforsørging (Falch, Hardoy, Røed 2012).

Det finnes noe forskning som har vært basert på analyse av følgende trygdeordninger i USA: alderspensjon, etterlattepensjon og uføretrygd (OASDI), arbeidsledighetsforsikring, kompensasjon og arbeidsavklaringspenger<sup>4</sup>. Økonomer har lenge vist interesse for mangelen på arbeidsinsentiver i forskjellige helserelaterte trygdeytelser<sup>5</sup>. Det er flere funn om at individer velger å bli trygdede framfor å være arbeidssøkere, dvs. i perioder med lav økonomisk konjunktur foretrekker noen å søke om helserelaterte ytelser i stedet for dagpenger. Dessuten finns det en del studier basert på data fra Norge og USA, som tyder på at mange mottakere av helserelaterte ytelser har noe kapasitet til arbeid (Bound 1989, Chen and van der Klaauw, 2008, Von Wachter et. Al, 2011; Maestas et al. 2013; Kolstøl og Mogstad 2014). Likevel, er det mye som er dårlig belyst empirisk om konsekvensene av de økonomiske insentivene i helserelaterte ytelser (Fevang, Hardoy, Røed 2015). Det finnes endel forskning om hvordan dagpenger påvirker varigheten av arbeidsledighet (Fredriksson and Holmlund, 2006; Card et al, 2007; Røed et al, 2008). Det finns svært lite forskning om hvordan økonomiske insentiver påvirker varigheten og sannsynligheten for avgang fra helserelaterte ytelser (Fevang, Hardoy, Røed 2015). Aurtor et al (2014) viser at muligheten for langvarig uførhet er en av de mest signifikante inntektsrisikoene som amerikanske arbeidstakere står overfor og kan føre til økonomiske tap som overstiger arbeidstakernes sparing. Uførhet er også vanskelig å identifisere av legen og dersom ytelsene for de uføretrygdene er høy i forhold til deres tidligere inntekt, kan dette føre til en potensielt moralsk hasard problem. Moralsk hasard problemet kan redusere noen av de velferdsgevinstene som skapes gjennom den utjevningen av forbruk som uføreforsikring mulig gjør.

Det finns også noen studier, basert på amerikanske kompensasjonsprogrammer for arbeidsrelaterte skader. Ved å studere variasjonen mellom dekningsplaner for arbeidstakere ble det funnet en positiv forbindelse mellom kompensasjonsnivået og varigheten av tilfeller. (Butler and Worral, 1985; Meyer et al., 1995; Krueger and Meyer, 2002). Nyere empiri fra amerikansk forskning basert på vurdering av et privat uføretrygdprogram bekrefter at

---

<sup>4</sup> For å få full informasjon om US sosial forsikringsprogrammer se her:  
<https://www.ssa.gov/policy/docs/progdesc/sspus/workcomp.pdf>

<sup>5</sup> Med helserelaterte trygdeytelser mener vi både sykepenger, arbeidsavklaringspenger og uføretrygd i det norske trygdesystemet. I forskning fra USA benyttes ofte et felles begrep «disability insurance». Dette tolker vi som et felles begrep for hva som tilsvarer arbeidsavklaringspenger og uføretrygd i det norske systemet.

varigheten av utbetalingskrav reagerer positivt på utbetalingsnivået, selv om statistisk usikkerhet gjør det vanskelig å trekke klare konklusjoner i dette tilfellet (Autor et al 2014).

Forskning basert på reformer i det svenske systemet for overgang fra sykepenges til arbeid, viser at overgangen til arbeid for arbeidstakere som får sykepenges, blir påvirket negativt av kompensasjonsgraden (Johansson og Palme, 2002; Henrekson og Persson, 2004). Pettersson-Lidbom and Thoursie (2013) viser at nedgang i utbetaling i form av karensdager uten utbetaling kan øke sykefraværet, ved å redusere insentivene til å komme tilbake i jobb når venteperioden er over. Forklaringen på dette kan være at tilbakefall til sykefravær ville innebære en ny venteperiode. Forskning fra USA indikerer tydelig at tilgangen til uføretrygd er motsyklisk (Mueller et. al 2016). En mulig forklaring er at arbeidsledige som bruker opp sine rettigheter til dagpenger, benytter uføretrygd for å forlenge stønadsperioden. (Black et al, 2002;. Autor og Duggan, 2003; Duggan og Imberman, 2009; Rege et al., 2009; Bratsberg et al., 2013). Det er et eksempel på at en del personer helt reelt befinner seg i en gråson mellom ulike typer trygdeytelser, og derfor har en reell valgmulighet. Fevang, Hardøy and Røed (2015) slår fast at mens de empiriske funnene fra USA ikke klarte å identifisere et direkte forhold mellom inngang til de helserelaterte ytelsene og dagpenger (Mueller et al, 2016), er det generell sett en mulighet for substitusjon mellom dagpenger og de helserelaterte ytelsene. Lavkonjunktur kan virke negativt på arbeidsinsentiver og potensielt føre til overgang til uføretrygd eller langvarig helserelaterte ytelse. (Røed et al, 2012).

Konjunkturavhengigheten i tilgangen til uføretrygd antyder at når konjunktursituasjonen blir normalisert igjen, kan lavkonjunkturen etterlate seg et utfordrende og potensielt langvarig problem med uførhet. Det kan være gode grunner til å tilpasse ytelsesnivåene eller kompensasjonsnivå som følge av konjunktursvingninger. Spesielt ved relativt kort maksimal varighet for arbeidsledighetstrygd kan det være riktig å utvide dem under en lavkonjunktur, både for å sikre deres funksjon som automatiske stabilisatorer og som forbruksutjevningmekanisme. I tillegg ved å utvide arbeidsledighetstrygd i lavkonjunktur periode kan det mulig å utnytte prosykliske non-insentiv effekter av arbeidsledighets penger. Resultatene av forskningen peker på at en strategi for å øke arbeidsinsentiver også kan skape et moralsk hasardproblem i arbeidsledighetstrygd. Saksbehandleren som forvalter dagpenger vil ofte ikke kunne sjekke om individer utfører nok innsats for å finne jobb. Derfor står trygdesystemet overfor et moralsk hasardproblem. Perfekt forsikring, det vi si full lønnskompensasjon ved tap av inntekt (slik vi for eksempel har for sykepenges), kan også ta

vekk deres insentiver for å søke jobb. Et slikt moralsk hasard problem medfører at myndighetene oppretter relativt sofistikerte insentivordninger som gir sanksjoner når det kan vises at en brukerens innsats for jobbsøking har vært utilstrekkelig. På teoretisk nivå viser faktiske jobbsøkemodellene med moral hasard at arbeidsledighetsforsikringsordning langt fra fungerer perfekt. Modeller fra Baily (1978) og Flemming (1978) kom allerede til denne konklusjonen og påpekte at den optimale erstatningsgraden burde være lav fordi utgangsraten fra arbeidsledigheten er høysensitiv for størrelsen på arbeidsledighetstrygden, og fordi arbeidstakere har lav risikoaversjon. Derfor er det nødvendig å øke bruken av aktive arbeidsmarkedsprogrammer i tider med lavkonjunktur for å stimulere innsats for arbeidssøking.

En relevant analyse av arbeidsledighetsforsikring bør også fokusere på varigheten på en trygdeordning kan gi like mye insentiv som selve ytelsesnivået. Dette er grunnen til at de fleste arbeidsledighetsforsikringssystemer begrenser perioden der de arbeidsledige kan få fordeler, og sørger for at slike fordeler stanser jo lengre perioden de utbetales. De dynamiske modellene med moralsk hazardproblem av Shavell og Weiss (1979), Hopenhayn og Nicolini (1997), og Wang og Williamson (1996) viser faktisk at optimal kompensasjon for arbeidsledighet nødvendigvis må reduseres med lengden på ledighetsperioden. Det funn kan også være et eksempel / indikasjon på at kompensasjon påvirker tilgangen til ytelsesvalg. Ved justering av kompensasjonsgrad avhengig av varigheten kan også øke økonomiske insentiver for overgang fra arbeidsledighetstrygd til arbeid.

Analyse av konsekvensene av reforma på dagpenger 2003 (Falch, Hardoy, Røed 2012) som gjorde dagpengeperioden kortere for arbeidsledige jobbsøkere, tyder på at regelendringen har fått betydelig effekter på overgangene tilbake til jobb og små effekter på overgangene til andre trygdeytelser. Disse endringene, der maksimal dagpengeperiode ble redusert fra 3 år til 2 år var en del av en større reform som hadde til hensikt «å få en mer effektiv dagpengeordning hvor det særlig legges vekt på økte insentiver til å søke og komme raskere i arbeid» (Ot. prp. Nr. 15, 2002-2003). Problemstillingen var om hvorvidt velferdsordninger og økonomiske insentiver påvirker yrkesdeltagelse og trygdebruk, og dette ble analysert ved bruk av hasardratemodell <sup>6</sup>. Estimaten tydet på at reduksjon i potensiell dagpengeperiode påvirket de betingede overgangssannsynlighetene. Overgangen fra ledighet til jobb etter reformen,

---

<sup>6</sup> Hasardraten er sannsynligheten for at en hendelse skal inntreffe i løpet av et kort tidsrom, betinget på at den ikke har inntruffet ennå.

skjedde tidligere enn før. Den estimerte effekten på samlet sysselsetting og forventet lengde på ledighetsforløpet var ikke ubetydelige. I de simulerte resultatene endte flere opp i jobb til slutt. Derfor, oppsummerer forskere, er det ikke grunn til å bekymre seg for store økninger i bruk av andre trygdeytelser som følge av reformen. Forskningen observerte en viss økning i bruken av sosialhjelp og sykmelding underveis i ledighetsforløpet, men dette motvirkes av at reformen får folk raskere ut av ledighet og inn i jobb (Falch et al 2012).

Virkninger av økonomiske insentiver på varigheten og avgangen for søkere av arbeidsavklaringspenger har blitt undersøkt av Fevang et al 2015. Analysen er basert på et stort kvasi-eksperiment i Norge. Analysen viser at arbeidsmarkedstilbudet av søkere for arbeidsavklaringspenger avhenger både av trygdeytelsens nivå og lokal arbeidskrafttetterspørsel. Studien viste at ytelsesnivået for søkere av arbeidsavklaringspenger påvirker overgangen til uføretrygd eller dagpenger. Den estimerte elastisiteten for overgangen til arbeid med hensyn på ytelsesnivået utgjorde -0,33; til uføretrygd -0,25; til arbeidsledighet -0,39; til frafall fra arbeidsmarked -0,17. Resultatene viste også at overgangsrate til sysselsetting er positivt påvirket av stramhet på lokalt arbeidsmarked. Den estimerte elastisiteten på 0,19 betyr at en økning på 10 % i det observerte lokale overgangsrate fra vanlig arbeidsledighet til sysselsetting innebærer en økning på 1,9 % i hasardraten fra arbeidsavklaringspenger til sysselsetting.

Fevang et al (2015) sammenligner med lignende resultater fra en tidligere undersøkelse (Røed og Zhang (2005) som tyder på at til tross for at deres resultater når det gjelder elastisiteten for overgang til arbeid med hensyn på ytelsesnivået er stor, er de likevel fortsatt mindre enn resultatene i Røed og Zhang (2005). Røed og Zhang brukte en lignende empirisk metode, og utnyttet tilfeldig tildelt variasjon på ytelsesnivåer. De fant at en estimert elastisitet for overgangsrate til sysselsetting med hensyn på arbeidsledighetstrygdens ytelsesnivå på -0,65. Derfor konkluderte Fevang et al (2015) med at finansielle insentiver er viktigere for mottakere av arbeidsledighetstrygd enn for mottakere av arbeidsavklaringspenger. Sensitiviteten for mottakere av arbeidsavklaringspenger for overgangen til arbeid med hensyn på både ytelsesnivået og forholdene på lokalt arbeidsmarked tyder på at det finns en betydelig arbeidskapasitet blant mottakere av arbeidsavklaringspenger som kan mobiliseres under de rette forholdene. (Fevang et al 2015). Å miste arbeidet er en viktig årsak til at folk blir mottakere av en av de helserelaterte ytelsene i Norge. Nyere forskning tyder på at virkningene kan være mye større enn tidligere kjent. Jo vanskeligere er det å finne en ny jobb eller desto

større arbeidsledighet, jo større er sannsynligheten for overgang til helserelaterte ytelser. (Bratsberg et al 2013).

Fevang, Markussen, Røed og Vigtel (2016) skisserte i sin rapport «Bevegelser inn i, mellom og ut av NAVs ytelser», hvordan slike forløp har endret seg over perioden med ekstra fokus på unge ytelsesmottakere under 30 år. Dette er en relativt liten gruppe som har fått mye oppmerksomhet i media, og som kan være utsatt for varig utenforskap allerede fra en tidlig alder. Det ble i tillegg undersøkt en tilsynelatende vridning fra arbeidsrelaterte ytelser til helserelaterte ytelser. Rapporten som studerer sosialhjelpforløp, dagpengeforløp og arbeidsavklaringspengeforløp, peker på at det har vært en vridning i ytelser fra dagpenger og sosialhjelp til helserelaterte ytelser over perioden 1993 til 2007. Mye av denne ytelsesvridningen skyldes en vridning fra dagpenger til arbeidsavklaringspenger, og en stor andel av denne vridningen skyldes ikke observerbare kjennetegn til ytelsesmottakerne eller trekk ved ytelsessystemet. Rapporten bygget på forløpsanalysen til Fevang et al (2013), og i likhet med Fevang et al (2013) belyste analysen følgende spørsmål knyttet til NAV brukeres ytelsesforløp: veien inn i forløpet, veien innad i forløpet og veien ut av forløpet. I motsetning til Fevang et al (2013) fokuserte ikke forskerne på NAV-reformen, men på unge mottakere under 30 år og hvorvidt det har vært en dreining i ytelser fra dagpenger til helserelaterte ytelser over tid.

Resultatene for unge mottakere viser generelt at deres ytelsesforløp i større grad ender opp med utdanning og i mindre grad med uføretrygd enn for populasjonen sett under ett, samt at unge arbeidsavklaringspengemottakere i større grad har lange forløp som varer mer enn to år. Sannsynligheten for at en ung ytelsesmottaker forlater forløpet fra en måned til den neste er lavere for arbeidsavklaringspenger og høyere for sosialhjelp og dagpenger enn for populasjonen i sin helhet. Det har forekommet en vridning i ytelser fra dagpenger til arbeidsavklaringspenger i perioden fra 1993 til 2013. For å finne årsaken til vridningen ble arbeidsavklaringspenger for samme periode dekomponert til rehabiliterings- og attføringspenger. Blant funnene var at årsaken til vridningen ligger i rehabiliteringspenger. Vridningen fra dagpenger til arbeidsavklaringspenger er minst for aldersgruppen 17-30 år i perioden 1993 til 2007, og størst for aldersgruppen 51-61 år i perioden 2009 til 2013. Ved hjelp av en multinomisk logistisk regresjon ble det funnet at vridningen bare i liten grad kan tilskrives endringen i sammensetningen av ytelsesmottakerne. I tillegg ved å bruke to lineære sannsynlighetsmodeller (en for arbeidsavklaringspenger og en for sosialhjelp) med kontroll

for observerbare ytelsesmottakers kjennetegn som kan påvirke deres muligheter på arbeidsmarkedet, ble det funnet at den predikerte sannsynligheten for å forlate arbeidsavklaringspenger- og sosialhjelpsforløp falt i perioden 1994-2012. For arbeidsavklaringspengers forløp falt den predikerte sannsynligheten for overgang til uføretrygd i perioden 1998-2006, mens den økte i perioden 2006-2012. Disse to lineære sannsynlighetsmodeller ble brukt for å svare på spørsmål om hvordan sannsynligheten for å forlate et ytelsesforløp i løpet av et år har endret seg over perioden 1994-2002 ved å kontrollere for observerbare ytelsesmottakerens kjennetegner.

Basert på paneldata for befolkningen i Norge som er over 17 år, har det blitt gjennomført en undersøkelse av hvordan mottakere av helserelaterte og arbeidsrelaterte ytelser spredte seg blant naboer og tidligere skolekamerater (Markussen, Røed 2014). Blant arbeidsrelaterte ytelser var det stor fokus på dagpenger, sykepenger, arbeidsavklaringspenger, uføretrygd, tidlig AFP (fra 62 år) og sosialhjelp. Analysen var basert på peergruppe effekter metode som var til god hjelp for å fjerne endogent samspill fra andre korrelasjonskilder mellom individ oppførsel og gruppe oppførsel<sup>7</sup>. Det var brukt en metode med faste effekter gruppedannelse, kontekstuelle interaksjoner som genereres av forbestemte sosiale faktorer, tidskonstant og tidsvarierende kausal faktorene (konfounderer) (Manski 1993). Analysen benyttet ikke IV metoden for panel med faste effekter ettersom den var rettet inn mot å undersøke hvordan interaksjonseffekter varierer når man flyttes fra nær til mer fjernere nettverk. Det har vært gjennomført analyser om trygdeytelser tidligere, men resultatene om «smittsomhet» var ikke bekreftet med et mulig unntak når det gjelder etniske minoriteter. Årsaken var at tidligere studier var begrenset til spesielle trygdeprogrammer og derfor var det problematisk å konkludere om eksistensen av peereffekter og tendensen på å foretrekke en eller annen trygdeytelse. Analysen har stilt et spørsmål om muligens og i hvilken grad en aktørens sannsynlighet for å søke trygdeytelse som danner grunnlag for pensjonsinntekt, er kausalt påvirket av hvor «populære» trygdeytelser er innenfor de ulike typer nettvert agenten er knyttet til. (Markussen, Røed 2014) I tillegg var det analysert peereffekter i forhold til ytelses tilbøyelighet, dvs. i hvilken grad fordeling av trygdeytelser (mellom helse- og

---

<sup>7</sup> I sosiologi er peer gruppe både en sosial gruppe og en primær folkegruppe av samme alder, bakgrunn og sosial status som har homogene interesser. Alle som inngår i peer gruppe har mulighet til å påvirke hver enkelt individs oppførsel og oppfatninger inne samme gruppe og danner med det samme hierarkiet og klare adferdsmønstre. (Peer group . (n.d.). Dictionary.com. Retrieved October 25, 2012, from <http://dictionary.reference.com/browse/peer+group>).

arbeidsrelaterte) påvirker gruppemedlemmers tilbøyelighet å foretrekke en type av trygdeytelsen framfør den annen.

Resultatene påpekte eksistenser av peereffekter innenfor homogene grupper av naboer og skolekamerater. Funnen viser altså større peereffekter blant innvandrere fra samme land, enn for naboer og skolekamerater. Samtidig var det ikke påvist noen peereffekter blant immigranter fra forskjellige land. Samme resultater ble funnet etter estimering for arbeidsrelaterte- og helserelaterte ytelsene hver for seg. Et viktig funn her er at peersoppførsel ikke bare påvirker et individs tilbøyelighet til å velge bestemte trygdeytelser, men også til et valg av bestemt programtype. Jo flere mottakere av helserelaterte ytelsene det er i peergruppen, jo mer er det tilbøyelighet til å søke samme trygdeytelser innenfor samme peergruppe og desto mindre gruppetilbøyelighet for å søke arbeidsrelaterte ytelsene eller sosialhjelp. Dette kan tolkes som at i tillegg til uklar grenselinje mellom arbeidsrelaterte og helseytelsene, kan disse ytelsene, i noen tilfeller og situasjoner, substitueres. Arbeidstap mer enn dobbelt øker risiko for å søke helserelaterte ytelsene (Bratsberg et al, 2013), (Markussen, Røed 2014)

En av de nyeste forskningsartiklene på dette feltet tyder på at i løpet av de siste 20 år, har det norske velferdssystemet «medikalisert» unge brukere (Schreiner 2016). Arbeidsavklaringspenger er kjent for å være mer generøs og vare lengre enn de arbeidsrelaterte ytelsene og sosialhjelp. Oppfatninger om dette kan variere mellom brukere og saksbehandlere på lokale NAV-kontorer. Ved bruk av skjønn i vurderinger av søknader om en bestemt trygdeytelse kan noen saksbehandlere virke «snillere» i deres vedtak, spesielt for unge brukere og vurdere oftere å tildele arbeidsavklaringspenger uten å være bevisst om potensielle langvarige negative konsekvenser. Dette førte til markert reduksjon av ungdommenes generelle arbeidsdeltakelse og økning av sannsynligheten for å bli trygdemottaker (Schreiner 2016). Analysen lar spørsmålet om hvilke mekanismer som står bak funnene stå åpent. Det vil si om reduksjonen i senere arbeidsdeltakelse skyldes forskjeller i hvilke typer tiltak som tilbys i de ulike ytelsene, om det skyldes effekter av økt varighet som ytelsesmottakere, dvs. å falle ut av arbeidsmarkedet for en lengre periode, eller psykologisk motløshet. Kunnskap om konsekvensene av en mildere screening er viktig både fordi det ikke kan være det beste resultatet for personer, og siden det sikkert er kostbart for samfunnet. I norsk sammenheng, kan et middel for å unngå «medikalisering» av ungdommer være å slå sammen de forskjellige typer midlertidige ytelsene til en felles inntektssikringsytelse, der deltakelse ikke er avhengig av en helsevurdering (Schreiner 2016).

## 4 Datamateriale

### 4.1 Datagrunnlag

Datagrunnlaget er hovedsakelig hentet fra NAVs registre for utbetalinger av rehabiliteringspenger, attføringspenger, tidsbegrenset uførestønad, arbeidsavklaringspenger, dagpenger, sykepenger og sosialhjelp. Dataene om tidsbegrenset uførestønad og rehabiliteringspenger er basert på dato for utbetalinger. For attføringspenger, rehabiliteringspenger og tidsbegrenset uførestønad gjelder dataene fra 2008 til 1. mars 2010. For arbeidsavklaringspenger gjelder dataene fra mars 2010 til desember 2016. Her har jeg ikke nøyaktige datoer for når vedtaket gjelder fra og til. Det finnes data kun for måneden vedtaket er gjort, og måneden personen ikke lenger får ytelsen. I tillegg har jeg hentet informasjon om pensjonsgivende inntekt fra NAVs inntektsregister, samt informasjon om sivilstatus og fødeland fra TPS (NAV's kopi av folkeregisteret).

Utvalget består av hele befolkningen mellom 17 og 67 år som ikke allerede mottok arbeidsavklarings- eller dagpenger. Når det gjelder inndeling etter fødeland begrenses analysen ved gruppering på individer som er født i Norge, vestlige og ikke-vestlige innvandrere. Et viktig tillegg er at ikke-vestlige innvandrere i analysen anses som personer fra Asia (inkludert Tyrkia), Afrika, Sør- og Sentral-Amerika og Øst-Europa. Fra folkeregisteret (TPS) benyttes det opplysninger om grunnleggende demografiske forhold som alder, kjønn, sivilstatus og antall barn. I tillegg har jeg benyttet informasjon fra Aa-registeret som gir mulighet å undersøke individets tidligere yrkestilknytning.

Arbeidsgivere er pliktige til å rapportere til Aa-registeret opplysninger som gjelder arbeidsforhold der arbeidstakeren jobber mer enn fire timer i gjennomsnitt per uke og hvor arbeidsforholdet er forventet å vare mer enn seks arbeidsdager. Personer fraværende mer enn fjorten dager meldes ut av Aa-registeret. Unntaket gjelder kun for fravær grunnet av arbeidstidsordning, sykdom eller ferie. Blant viktige kvalitetsproblemer i Aa-registeret er rapporteringsfeil og forsinkelser i rapportering (Bråthen 2011).

Arbeidsgivere rapporterer arbeidsmarkedsinformasjon inn til Aa-registeret hver måned, og dataene er rapportert med fødselsnummer, noe som betyr at datasettet ikke er anonymisert. Etter 1. januar 2015 er reglene for innrapporteringen til Aa-registeret forandret.



Etter at jeg har fått tryggedataene har de blitt koblet av meg og endret til krypterte individdata fra NAVs registerdatabaser om mottakere av dagpenger, arbeidsavklaringspenger og sykepenger. For å gjøre data sammenlignbare før og etter 2010 betraktes de tidligere midlertidige helserelaterte ytelser, dvs. rehabiliteringspenger, tidsbegrenset uførestønad, attføringspenger og arbeidsavklaringspenger, som om de var samme ytelse, fordi de i lovteksten i all hovedsak omfatter de samme mottakergruppene.

Det endelige datasettet baseres hovedsakelig på paneldata, dvs. at det finnes observasjoner for hver person hver måned. Resultatene blir aggregert på tre nivåer – individer, fylker og tid (år). Jeg ser både på forskjellen i overgangen til arbeidsavklaringspenger eller dagpenger innenfor hvert fylke over tid og mellom fylkene, og estimerer sannsynligheten for det enkelte individet å komme på enhver ytelse.

## 4.2 Utfordring med Aa-register og a-melding

Uheldigvis for analysen i denne oppgaven skjedde det en omlegging av registreringsrutinene i Aa-registeret i 2015. Forskjellen i antall arbeidsforhold i Aa-registeret mellom siste måned i 2014 og første måned i 2015 er på omtrent 500 000 arbeidsforhold. Dette kommer av en endring i hvordan arbeidsgivere rapporterer arbeidsforhold inn til NAV. Endringen i rapportering påvirker Aa-registeret, som er kilden til arbeidsmarkedsdata som er brukt i analysen, og den har ført til at datasettet må «vaskes» før man kan sammenlikne data før og etter 1. januar 2015.

Endringen i Aa-registeret kommer av innføringen av a-meldingen, som er en ny månedlig rapportering for alle arbeidsgivere, etter 1. januar 2015. A-meldingen erstatter 5 rapporter som tidligere ble levert til Skatteetaten, NAV eller SSB. De 5 rapportene er etter 1. januar 2015 erstattet av en stor rapport som heter a-melding, og januar 2015 var første måned a-meldingen ble tatt i bruk av alle arbeidsgivere.

Dataene som kommer inn via a-meldingen blir fordelt til NAV, Skatteetaten og Statistisk sentralbyrå, hvor opplysningene blant annet brukes til å regne ut skatteoppgjøret, beregne stønader og utarbeide statistikk. I NAV blir Aa-registeret oppdatert med informasjon som kommer inn via a-meldingen, og dette fører til forskjeller i Aa-registeret før og etter 1. januar 2015. Gjennom a-meldingen blir det rapportert inn flere arbeidsforhold per måned til Aa-registeret enn det som ble registrert tidligere, og den gamle grensen for rapportering av

arbeidsforhold på 4 timer gjennomsnittlig arbeidstid per uke er fjernet. Etter 1. januar 2015 rapporteres alle arbeidsforhold med årlig inntekt over 1000 kroner, og dette fører til at mange mindre arbeidsforhold blir rapportert inn etter at grensen på fire timers gjennomsnittlig arbeidstid ble fjernet. Tidligere ble ikke de minste jobbene rapportert til NAV.

I a-meldingen vises arbeidsforhold som aktive fra startdato til sluttdato, selv om arbeidstaker er i permisjon eller er permittert. Tidligere ble arbeidsforhold avsluttet ved 14 dagers fravær, hvis fraværet ikke var grunnet sykdom, ferie eller arbeidstidsordning. Dersom en arbeidstaker har to parallelle arbeidsforhold rapportert fra samme arbeidsgiver i a-meldingen, blir arbeidsforholdene summert sammen før de overføres til Aa-registeret. Tidligere ble parallelle arbeidsforhold rapportert til Aa-registeret som separate stillinger. Dette har ført til at yrkeskoden i Aa-registeret etter 1. januar 2015 er stillingen med høyest stillingsprosent, og Aa-registeret mister yrkeskoden for det arbeidsforholdet med lavest antall arbeidstimer. Dette evt. kan føre til noe større målefeil for inntektsvariable.

## 4.3 Deskriptiv statistikk

Det primære formålet med analysen er å belyse hva som påvirker individer som befinner seg i en gråsone mellom arbeidsledighet og helseproblemer, og hva som påvirker om disse «velger» å søke om dagpenger eller en midlertidig helserelatert ytelse (arbeidsavklaringspenger). Individets valg eller avgjørelse baseres på NAVs vedtak og leges vurdering. Derfor ytelses valg er ikke et fritt valg, men resultat av samtlende individets avgjørelse, NAVs vedtak og leges vurdering.

For å starte har jeg i utvalget/datasettet som analysen er basert på definert variabler som reflekterer både personlige karakteristikk og individets kjennetegn (tabell 1). Data fra ulike kilder har blitt koblet sammen via variabelen FK personnummer som er individets krypterte personnummer. Av sysselsettingsvariabler som beskriver arbeidsforhold, har jeg valgt variabelen yrkeskategori. For personer som var i jobb i analyseåret, beskriver den variabelen første siffer i yrkeskoden. Utfallsvariabler er statusvariable som beskriver tre utfall – dagpenger, arbeidsavklaringspenger eller ingen ytelse. Alle analysevariablene er omdannet til dummy-variabler, dvs. variabler som har verdien 0 eller 1.

For å beregne inntektsgrunnlag til arbeidsavklarings- eller dagpenger, har jeg beregnet total pensjonsgivende inntekt for siste år og snitt pensjonsgivende inntekt i siste tre år basert

på data fra inntektsregisteret. Deretter har jeg valgt den høyeste pensjongsgivende inntekten blant disse to som blir brukt til beregning av inntektsgrunnlaget for arbeidsavklarings- og dagpenger. Pensjongsgivende inntekt blir aggregert til inntektskategorier. Individets alder har også blitt gruppert til større alderskategorier til bruk i regresjonslikningen. (Tabell 1)

Tabellen viser at det i perioden fra januar 2008 til desember 2016 totalt var 383 111 observasjoner av personer som startet med arbeidsavklaringspenger og 635 423 som startet med dagpenger som ytelsesforløp, tilsvarende 1,43 % og 2,37 % av hele populasjonen. Forløpene er ikke høyresensurert, dvs. ikke avgrenset av utgangen av desember 2016 ettersom jeg er interessert i å undersøke tilstrømming eller av de som kommer på arbeidsavklarings- eller dagpenger, ikke når de avslutter deres forløp. Deskriptive data viser at 36 % av alle observasjoner hadde barn under 18 år, 26 % hadde et sykepengeforløp og 1,8 % var på et sosialhjelpsforløp. Ettersom dataene er aggregert til årlig data for hvert individ, kan dette tolkes som årlig risiko for å motta sykepenger eller sosialhjelp. Av hele populasjonen var omtrent 48,5 % kvinner og omtrent 51,5 % menn observert.

*Tabell 1. Observert personlig karakteristikk og kjennetegnsvariabler brukt i diskretvalgsanalyse*

Kjennetegnsvariabler	Forklaring/verdier
FK personnummer	Kryptert personnummer
Alder	I alder fra 17 til og med 66 år
Sivilstand	Fordelt på 6 kategorier sivilstand: feil, gift, ugift, skilt, enke, null. Deretter aggregert til 4 kategorier: gift, ugift, enke, skilt. Hver kategori har sin egen dummyvariabel
År	I periode fra 2008 til 2016
Kjønn	Dummy, 1=kvinner, 0=menn
Fylke	Fordelt på 19 fylker: Østfold, Akershus, Oslo, Hedmark, Oppland, Buskerud, Vestfold, Telemark, Aust-Agder, Vest-Agder, Rogaland, Hordaland, Sogn og Fjordane, Møre og Romsdal, Sør-Trøndelag, Nord-Trøndelag, Nordland, Troms, Finnmark. Oppdelt i 19 dummyvariabler
Barn under 18 år	Dummyvariabel (begge kjønn), 1=barn i husholdningen, 0=ingen barn
Antall barn under 18 år	Antall barn under 18 år i husholdningen
Registrert i arbeid	Dummyvariabel (begge kjønn), 1= registrert i arbeid, 0=ikke registrert i

	arbeid
Yrkeskategori	Fordelt på 10 yrkeskategorier: Bønder og fiskere mv., Håndverkere, Høyskoleyrker, Kontoryrker, Ledere, Militære yrker og oppgitt, Prosess- og Maskinoperatører og Transport, Renholdere og Hjelpearbeidere mv., Salgs- og serviceyrker, Ukjent. Hver kategori har en egen dummyvariabel
Status	Arbeidsavklarings-, dagpenger eller ingen av disse ytelsene
Sykepenger	Dummyvariabel, 1=sykepenger, 0=ikke sykepenger
Sosialhjelp	Har mottatt sosialhjelp i løpet av året. Data for sosialhjelp som NAV får fra SSB, var tilgjengelig kun fra 2010. Data til 2010 hører til SSB. Ifølge av avtalen overføres data om sosialhjelp til NAV fra SSB kun fra 2010. Dummyvariabel, 1=mottatt sosialhjelp, 0=ikke mottatt sosialhjelp
Kvalitetsprogram	Data tilgjengelig kun fra 2010. Dummyvariabel, 1=har vært på kvalifiseringsprogram, 0=ikke vært på kvalifiseringsprogram
Snitt inntekt i siste 3 år	Gjennomsnitt pensjonsgivende inntekt for siste 3 år. Den trenger for å sammenlikne pensjonsgivende inntekten for siste år og velge den høyest inntekt som er beregnes for trygdeytelse (dagpenger eller arbeidsavklaringspenger)
Summen av pensjonsgivende inntekt for siste år	Total pensjonsgivende inntekt. Inntektsgrunnlag velges høyest mellom snitt inntekt for siste 3 år og summen av pensjonsgivende inntekts for siste år
Inntektskategori	Fordelt på 12 inntektskategori fra 0 til mer enn 8 G: 0,5G - 1 G, 1G - 1,5G, 1,5G - 2G, 2G - 2,5G, 2,5G - 3,0G, 3,0G - 4,0G, 4,0G - 5,0G, 5,0G - 6,0G, 6,0G - 7,0G, 7,0G - 8,0G, mer enn 8G. Dummyvariabel for hver inntektskategori
Alderskategori	Fordelt på 5 alderskategori: 17-24 år, 25-29 år, 30-39 år, 40-49 år, 50 år og mer. Dummyvariabel for hver alderskategori.

Utvalgsstatistikk over mottakere av arbeidsavklarings- og dagpenger (Tabell 2) viser fordelingen av individer i analysen, etter om de har startet å motta arbeidsavklarings- og dagpenger. Analyseperiode er fra 2008 til 2016, splittet på personer observert før og etter reforma 2010. Det er årlige data som er brukt, og det betyr at hvert individ er observert én gang per år. Det er ikke så mye endringer for enker og skilte før og etter 2010 som kommer inn på arbeidsavklarings- og dagpenger eller ikke. Andelen av de gifte har falt fra 43 % til 39

% for arbeidsavklaringspenger etter 2010. Andelen av de gifte som har mottatt dagpenger har holdt seg noe stabil mellom 34 og 34,5 %. Andelen av de gifte som har mottatt ingen av disse ytelsene har falt fra 46 % til 43 % etter 2010. Andelen av de ugifte som mottar arbeidsavklaringspenger, derimot, har økt fra 39 % til 43 % etter 2010. Andelen av de ugifte som mottar dagpenger har ligget igjen stabil ca. 55 % før og etter 2010. Andelen av de ugifte som hadde verken arbeidsavklarings- eller dagpenger har økt fra 42 % til 45 %. Tallene viser at det er stabil andel av befolkning som får dagpenger og ikke være avhengig av reformen 2010. Derimot, andelen av de ugifte som mottar arbeidsavklaringspenger har økt etter 2010. Dette indirekte peker på økning for mottak av arbeidsavklaringspenger for unge mottakere som vi har fokus i denne analysen.

Andelen av de som starter å motta arbeidsavklaringspenger blant de som har barn under 18 år har falt fra 43 % til 39 % etter 2010. Andelen av de som mottar dagpenger og hadde barn under 18 år økt fra ca. 40 % til 41 % før og etter 2010. Andelen av de som hadde ingen av disse ytelsene med barn under 18 år har falt fra 38 % til 36 % etter 2010. Stistikken kan tyde på at det å ha barn under 18 år kan også være korrelert med ytelsen som man får. Mottakere ofte er gifte og noe etablerte. Derfor er det større sannsynlighet at de skal ha barn under 18 år i husholdning. Det er noe uklart for de som mottar arbeidsavklaringspenger som trenger å bli undersøkt videre i analyse.

Andelen av de som hadde sykepenger i forkant av innføringen av arbeidsavklaringspenger har noe falt fra 58 % til 57 % etter 2010. Andelen av de som hadde sykepenger i forkant av dagpenger har økt fra 32 % til 33 % etter 2010. Andelen som hadde sykepenger, men har ikke kommet verken på arbeidsavklarings- eller dagpenger har falt fra 27 % til 26 % etter 2010. Statistikken kan indikere at tilgang til arbeidsavklaringspenger uten sykepenger i forkant har økt. Midlertidig er det et interessant funn at det utnyttes mer maksimal varighet på sykepenger før man kommer på dagpenger, en arbeidsrelatert ytelse. Årsaken kan være at dette er gruppa av søkere som evt. hadde mulighet å komme på arbeidsavklarings og dagpenger, men fikk avslag på arbeidsavklaringspenger og dermed kom til dagpenger. En annen grunn kan være at i lavkonjunktur periode bruker folk sykepenger som forsikring mot dårligere tider i økonomi.

Pensjonsgivende inntekt, samt barn under 18 år u husholdningen, kan også i teorien være korrelert med antall barn under 18 år i husholdningen, ettersom det er kostbart å ha barn, og ettersom noen av de pensjonsgivende trygdeytelsene har barnetillegg. Antall barn kan også

korrelere både med alderskategori og utfall. Sannsynligheten for å bli mottaker av dagpenger eller arbeidsavklaringspenger kan være avhengig ikke kun av inntekten direkte, men også indirekte via effekten av utdanning som ellers havner i restleddet. Jo høyere utdanning individet har, jo høyere forventet inntekt kommer den enkelte til å få. Utdanning også kan korrelere via yrke på utfallsvariabelen, dvs. sannsynlighet for å få arbeidsavklarings- eller dagpenger og dermed ta noe effekt derfra.

Andelen av de som var registrert i arbeid og starter å motta arbeidsavklaringspenger har falt fra 75 % før 2010 til 68 % etter 2010, samt falt for dagpenger fra 89 % før 2010 til 87 % etter 2010. Andelen for de som var registrert i arbeid og hadde verken arbeidsavklarings- eller dagpenger har økt noe fra 76 til 77 % etter 2010. Det har blitt en litt høyere andel dagpengemottakere som har hatt en litt sporadisk tilknytning til arbeidsmarkedet (de har vært i arbeid i løpet av siste 3 årsperiode, men ikke alle har vært i arbeid året før de fikk dagpenger). Samtidig viser statistikken viser at det etter 2010 kan ha kommet flere yngre mottakere til arbeidsavklaringspenger som ikke hadde nok arbeidstilknytning og som har en stor risiko for å bli passive mottakere av en helserelatert ytelse.

Tallene for alder viser at gjennomsnitt mottakergruppa av arbeidsavklaringspenger er ca. 42 og ca. 36 år for de som mottar dagpenger. Tallene var uendret etter reforma av 2010. Denne aldersgruppa fra 40 til 49 år har vært stabil og endret lite før og etter 2010 både for arbeidsavklarings- og dagpenger. Derfor, kan man konkludere at til tross for at den yngste mottakergruppa av arbeidsavklaringspenger mellom 17 og 24 år er ikke so stor i forhold til den største, mellom 40 og 49 år, økning av mottakere av arbeidsavklaringspenger akkurat for den yngste mottakergruppa er oppsiktskvikkende. Reforma av 2010 som har slått sammen tre midlertidige helserelaterte ytelsene, hadde mye fokus på den yngste gruppa av mottakere for å få mer ressurser å hjelpe dem å komme på arbeidsmarked framfor å være passive mottakere av helserelaterte ytelser. Akkurat dette kalles å være varig «innelåst» i trygdesystemet. Funnene bekrefter funnene fra Schreiner (2016) om at ungemottakere har blitt mer «medisinert».

Tabell 2. Utvalgsstatistikk over mottakere av arbeidsavklarings- og dagpenger før og etter 2010<sup>8</sup>

	Med aap før 2010	Med aap etter 2010	Med dp før 2010	Med dp etter 2010	Ingenting før 2010	Ingenting etter 2010
Enke	0.015	0.013	0.006	0.005	0.015	0.013
Gift	0.427	0.392	0.341	0.345	0.457	0.433
Skilt	0.170	0.163	0.107	0.102	0.111	0.107
Ugift	0.388	0.431	0.546	0.547	0.417	0.447
Bønder, fiskere mv.	0.028	0.006	0.021	0.009	0.031	0.012
Håndverkere	0.035	0.035	0.038	0.038	0.061	0.066
Høyskoleyrker	0.045	0.058	0.047	0.060	0.099	0.123
Kontoryrker	0.117	0.114	0.108	0.124	0.164	0.165
Ledere	0.067	0.053	0.104	0.075	0.062	0.053
Militære yrker og uoppgitt	0.229	0.226	0.177	0.212	0.178	0.188
Prosess- og maskinoperatører, transport	0.005	0.005	0.006	0.007	0.004	0.006
Renholdere, hjelpearbeidere mv.	0.079	0.066	0.167	0.151	0.073	0.070
Salgs- og serviceyrker	0.079	0.061	0.146	0.112	0.055	0.051
Ukjent	0.066	0.055	0.075	0.081	0.037	0.039
Barn under 18 år	0.426	0.387	0.398	0.410	0.375	0.364
Antall barn under 18 år	0.776	0.695	0.700	0.711	0.684	0.655
Alder	41.930	42.039	36.190	36.459	41.079	41.020
Kvinne	0.569	0.568	0.360	0.397	0.486	0.486
Mann	0.431	0.432	0.640	0.603	0.514	0.514
Registrert i arbeid	0.751	0.681	0.889	0.871	0.764	0.774
Sykepenger	0.580	0.570	0.319	0.330	0.266	0.255
17-24 år	0.112	0.138	0.198	0.180	0.160	0.166
25-29 år	0.088	0.084	0.156	0.166	0.094	0.098
30-39 år	0.227	0.196	0.278	0.280	0.213	0.201
40-49 år	0.249	0.240	0.202	0.207	0.214	0.216
50 år og mer	0.324	0.342	0.166	0.168	0.319	0.319
Observations	89249	293866	139905	495518	5517731	20298886

<sup>8</sup> Datagrunnlag i periode 2010-2016 inkluderer data for år 2010.

Antallet nye tilfeller/mottakere av arbeidsavklaringspenger var høyest for alle aldersgrupper i 2009, rett før reformen om sammenslåing av de gamle tre midlertidige helserelaterte ytelsene (Figur A.1.). Deretter gikk antallet gradvis ned og kan man observere en lik utvikling for alle aldersgrupper. Aldersgrupper for individer 17 – 24 år og 25-29 år skiller seg ut. Det er observert en betydelig økning i antall unge mottakere under 25 år. For neste aldergruppe 25-29 år observeres en litt avtakende trend, men antall nye tilfeller ser ut at være nesten uendret. Gruppen med mottakere mellom 17 – 24 år økte fram til 2010. Deretter har utviklingen avtatt fram til 2013 for senere å øke igjen. Gruppen 25-29 år har hatt mer stabil utvikling med de samme svingningene rundt 2013. Likevel gikk antallet ned etter 2009, i forbindelse med finanskrisen i Norge, ikke rundt 2010 da regelendringen skjedde.

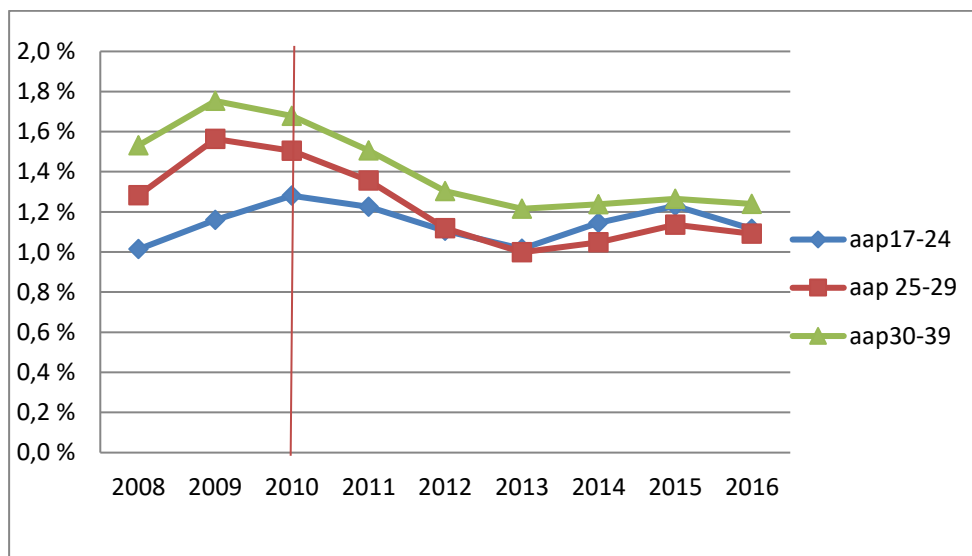
For dagpenger er gruppa av mottakere mellom 17 -24 år den største observert gruppa fram til 2009 (Figur A.2.). Gruppen mellom 25-29 år var noe mindre enn gruppa 30-39 år. Utviklingen for alle gruppene var mer eller mindre stabil – økningen fra 2008 til 2009 i finanskrisen i Norge og deretter har utviklingen avtatt. Etter 2009 var aldersgruppene 17-24 år og 25 – 29 år begge mindre enn aldersgruppen 30 – 35 år.

I 2008 var den største gruppa av mottakere av dagpenger av alder 17-24 år. Likevel viser figuren at utviklingen for alle aldersgruppene har vært parallelt. Fra 2009 har det blitt observert en fallende tendens for alle aldersgruppene men svak økning fra 2013 og opp til 2016. Fra 2014 var antall mottakere av dagpenger for grupper 17-24 år og 30-35 år nesten like.

Tradisjonelt er andelen av arbeidsavklaringspenger mottakere størst i aldersgruppa 51-55 år (Figur 2). Andelen av befolkningen i aldersgruppene 17-24 år og 25-29 år har ligget mye lavere enn for alle andre gruppene det er mulig å sammenligne med. Likevel har andelen hatt samme trenden for begge aldersgruppene sammenliknet med antallet. Andel av befolkningen som mottar arbeidsavklaringspenger har økt fram til 2010 og deretter gått gradvis ned fram til 2013 og etterpå opp igjen. Andel for gruppa 25-29 år har økt fram til 2009 og gikk deretter ned igjen fram til 2013, i etterkant av oljekrisen, og har deretter stabilisert seg fram til 2016.

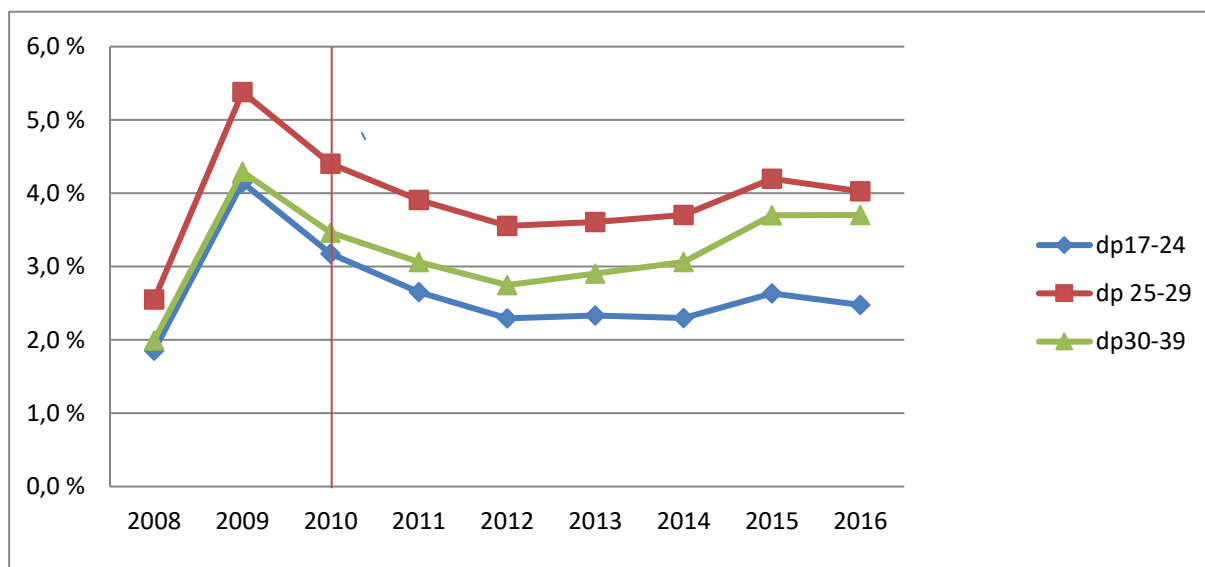
Figur 2. Arbeidsavklaringspenger. Nye tilfeller. Andel av befolkningen. Aldersfordelt. Periode 2008-2016





Andelen som mottar arbeidsavklaringspenger er størst i aldersgruppa 30-39 år, deretter følger aldersgruppa 25-29 og til slutt 17-24 år. Figuren viser at i 2012 og 2013 var andelen av mottakere av arbeidsavklaringspenger for de to yngste gruppene mottakere av arbeidsavklaringspenger omtrent like, men etter 2013 var andelen i aldersgruppa 17-24 år større enn i aldersgruppa 25-29 år.

Figur 3. Nye mottakere av dagpenger. Andel av befolkningen. Aldersfordelt. Periode 2008-2016



Andel av nye mottakere av dagpenger (Figur 3) har vært høyest for aldersgruppa 25-29 år, noe som tyder på at akkurat denne gruppa som trolig ofte ikke har fast arbeidstilknytning, lider mest av økonomisk konjunkturer og utviklingen i arbeidsledigheten.

Deretter følger aldersgruppa 30-39 år og til slutt de yngste mottakerne 17-24 år. Alle tre aldersgruppene viser en lik utvikling gjennom alle årene i periode fra 2008 til 2016. Det var en økning i 2009 i etterkant av finanskrisen, og etter 2014, som resultat av oljepriskrise.

Jeg har undersøkt inntektsgruppene 0-1,8 G, 1,8 – 2 G, 2 – 2,95 G, 2,95-3,15 G, 3,15 – 10 G og over enn 10 G. De valgte inntektsintervallene viser at fram til 3,15 G øker og deretter går ned (Figur 4). Derfor har jeg valgt å akkumulere inntektsintervaller i noe større enheter. I selve regresjonsanalyse blir det brukt mindre inntektsintervaller for å beregne sannsynligheten og analysere hva som påvirker ytelsesvalg ved mindre inntektsintervall. Inntektsgrunnlaget var beregnet som høyeste av enten brutto arbeidsinntekt siste kalenderår, eller gjennomsnittlig brutto arbeidsinntekt siste tre kalenderår.

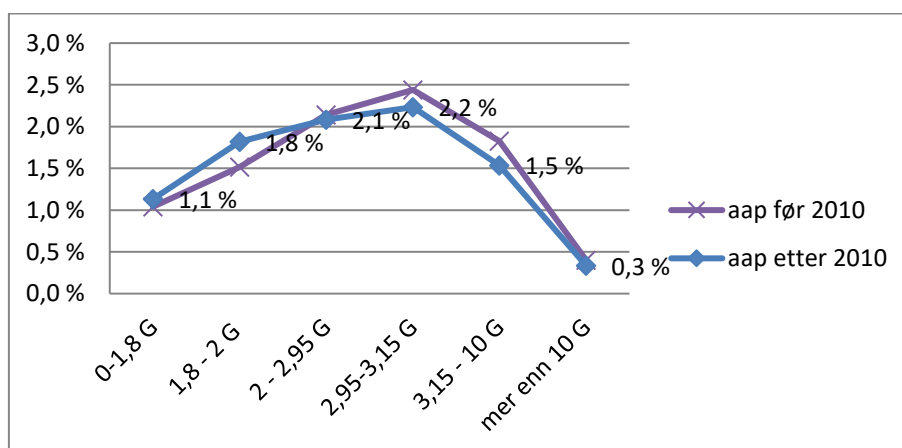
Figuren (Figur 4) viser enn klar forskjell før og etter 2010 for inntektsfordeling blant mottakere av arbeidsavklaringspenger. Vi tar inntektsgruppa 2 -2,95 G som et kjernepunkt for analyse. Før 2010 kom det høyere andel av nye mottakere inn i arbeidsavklaringspenger ordningen, med inntektsgrunnlaget over enn 2,95 G. Etter 2010 har andelen av nye mottakere av arbeidsavklaringspenger med inntektsgrunnlaget fra 0 til 2,95 G vært høyere enn før 2010. Dette kan tyde på økning av fattigdom blant mottakere av arbeidsavklaringspenger etter 2010.

Analyser viser (for eksempel Kann m fl. 2016) at de med høyere inntekt har fått lavere sannsynlighet og de med lav inntekt har fått høyere sannsynlighet for å få arbeidsavklaringspenger. Dette kan forklares av at den nye ordningen for arbeidsavklaringspenger ikke stiller krav om karenstid etter opptjening. Dermed kan man gå rett inn på arbeidsavklaringspenger, mens på rehabiliteringspenger var en karenstid på 52 uker før man kunne få innvilget stønaden. Ellers er det ingen endring i kompensasjonsgrad mellom de gamle ordningene og arbeidsavklaringspenger etter 2010. Derfor etter 2010, de mottakere med inntekt under 2 G hadde klare økonomiske insentiver å søke på arbeidsavklaringspenger uten å bruke maksimal varighet på sykepenger, 52 uker. Kravet om sykepenger var tydelig stilt for tilgang til rehabiliteringspenger. (Kann m fl. 2016).

Endring av inngangsvilkår fra vurdering av inntektsevne til arbeidsevne har bidratt til tilstrømmingen av lavinntekts mottakere inn i arbeidsavklaringspenger etter 2010. (Mandal 2015). Målet for endringen var å se ikke på tidligere sysselsetting og inntektsnivå av mottaker, men på perspektiver for framtidige sysselsetting av mottakeren. Dette er klart at de søkere som ikke har noen utdanning og lav tidligere yrkesinntekt, samt belastende jobb som

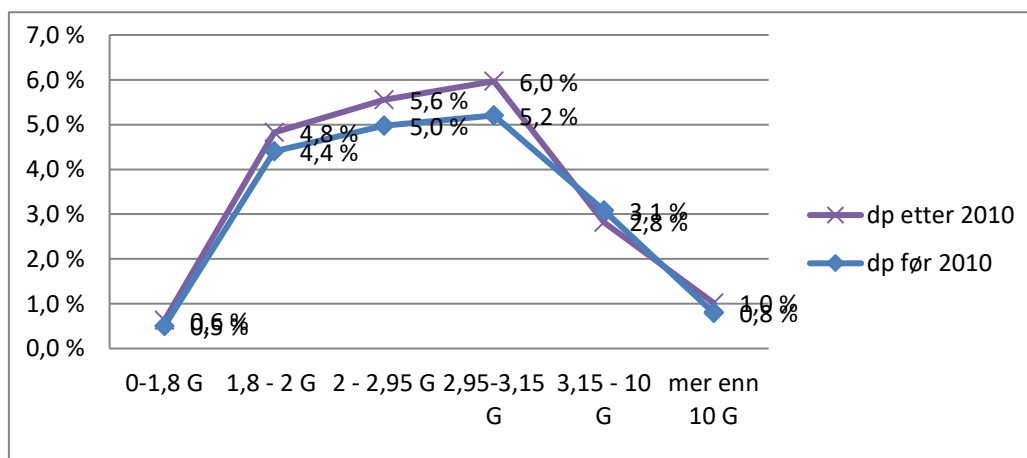
kan medføre sykdom, har bedre utsikter til å bli vurdert som ikke å være i stand i å utføre arbeid, enn de søkere som hadde høyere inntekt og utdanning, men som har noe sykdom. Dette kan forklares at etter 2010 kom det stadig mer nye mottakere med lav yrkesinntekt og arbeidstilknytning.

Figur 4. Nye mottakere av arbeidsavklaringspenger. Andel av befolkningen i hver inntektsgruppe. Periode 2008-2016



Andel av nye mottakere av dagpenger etter 2010 har ligget høyere enn før 2010 (Figur 5). Dette gjelder spesielt for mottakere med inntektsgrunnlaget mellom 2 og 3,15 G. Andel av mottakere av dagpenger i inntektsintervall fram til 2G og mer enn 3,15 G var omtrent lik. Både før og etter 2010 var aldersgruppa 25-29 år størst blant mottakere av dagpenger.

Figur 5. Nye mottakere av dagpenger. Andel av befolkningen i hver inntektsgruppe. Periode 2008-2016.

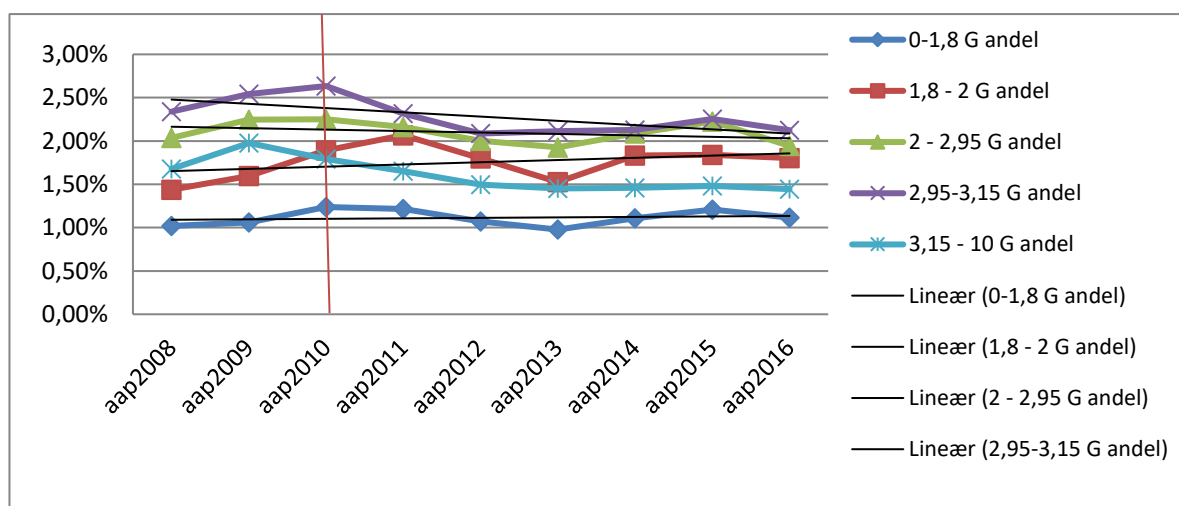


Antallet av nye mottakere av arbeidsavklaringspenger var størst for den laveste inntektsgruppa med inntektsgrunnlag fra 0 opp til 1,8 G (Figur A.3.). Deretter følger

mottakere av arbeidsavklaringspenger i inntektsintervallet 2 – 2,95 G. Antallet av nye tilfeller for arbeidsavklaringspenger i inntektsintervall fra 1,8 – 2 G som ligger nærmest til 2 G, ligger mye lavere enn den som er opp til 1,8 G.

Andel av befolkningen for nye mottakere av arbeidsavklaringspenger var størst for inntektsintervallet 2,95 – 3,15 G (Figur 6). Dette inntektsintervallet hadde synkende trend fra 2008 fram til 2016. Andel av mottakere av arbeidsavklaringspenger i inntektsintervallet fra 0 til 1,8 G har vært konstant i hele periode. Andelen av mottakere av arbeidsavklaringspenger i inntektsintervallet 1,8 – 2 G har økt noe. Andel av mottakere av arbeidsavklaringspenger har sunket noe for inntektsintervall 2 - 2,95 G.

Figur 6. Arbeidsavklaringspenger inntektsfordelt. Nye ytelsesløp. Andel av befolkningen. Periode 2008-2016

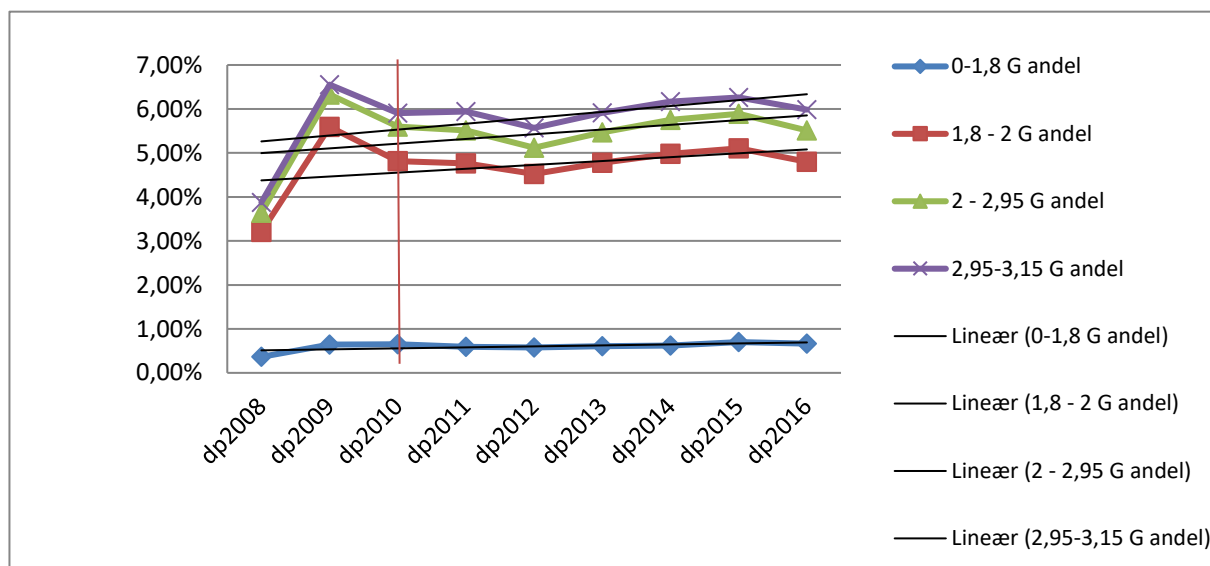


Andelen av befolkningen for dagpenger mottakere var størst for inntektsgruppa 2,95 – 3,15 G (Figur 7). Likevel var andel av dagpenger mottakere for inntektsintervallet 2 - 2,95 noe større enn for inntektsintervallet 1,8 – 2 G. Alle inntektsgruppene (unntatt den laveste inntil 1,8 G), har utviklet seg likt, delvis som følge av økonomisk konjunktur. Inntektsgruppa med laveste inntekt (1,8 G) var stabil i andel av befolkningen i hele periode 2008 – 2016. Det er mulig at de som inntekt rundt 2 G kommer ikke på arbeidsavklaringspenger, kommer i statistikken som dagpenger mottakeren.

Antallet dagpengemottakere var størst for mottakergruppa i inntektsintervallet 2 – 2,95 G (Figur A.4.). Deretter følger inntektsgruppa med inntekten opp til 1,8 G. Alle inntektsgruppene har samme positive trend. Likevel var den største økning observert for grupper med inntektsgrense på 2 G, dvs. inntektsgruppa med inntekt fram til 1,8 G og

inntektsgruppa med inntekt 2 – 2,95 G.

Figur 7. Dagpenger. Nye ytelsesløp. Andel av befolkningen. Periode 2008-2016



Deskriptivt bevis viser korrelasjoner og antyder at det kan være sammenheng mellom interesse variabler, dvs. inntekt og tilgang til arbeidsavklarings- og dagpenger, spesielt etter reforma 2010. Det er for tidlig for å konkludere at det finnes kausal effekt mellom disse variablene basert kun på bevis at det finns korrelasjon mellom dem. Empirisk modellanalyse skal bidra til å finne ut om det finns kausale effekter mellom disse variablene.

## 4.4 Robusthet

Robustheten rundt antakelsen om at ytelses kompensasjonsgrad kan påvirke sannsynligheten for om individer blir mottakere av arbeidsavklarings- eller dagpenger styrkes av Figur 1. Figur 1 gir et bilde av variasjon i kompensasjonsgrad i ulike inntektsintervaller for individer som har rett på sykepenger, arbeidsavklarings- eller dagpenger. Figur 1 viser at mellom 3,01 G og 6,08 G har arbeidsavklarings- og dagpenger nesten lignende kompensasjonsgrad. Tabell 2 fra deskriptiv statistikk indirekte bekrefter dette og viser at etter 2010 har det blitt en økning av mottakere av arbeidsavklaringspenger i aldersgruppa 17-24 pr. Dette indirekte tyder på at kompensasjonsgrad påvirker ytelsesvalg. For andre aldersgrupper, unntatt aldersgruppa 20-25 år men en liten nedgang, et det svært lik trend før 2010 i forkant av reformen om arbeidsavklaringspenger.

Hvorvidt hypotesen om at kompensasjonsgrad kan påvirke sannsynligheten for

ytelsesvalg er robust, kan i noen grad undersøkes ved analyse av data i kapittel 6. Økning kan være enten av en tilfeldig variasjon eller muligens at reformen av 2010 førte til en økning i antall av mottakere av arbeidsavklaringspenger i lavinntektsgruppene. Dette kan være et problem i denne analysen kun i den grad aldersgruppene av mottakere av arbeidsavklarings og dagpenger etter reformen har gjort et valg som var forårsaket av andre individkjenntegn en de som er før reformen 2010.

Det finnes flere grunner til å ikke legge vekt for på de mindre avvikene fra den felles tidsutviklingen i figurene i deskriptiv statistikk del. For den første, inntekt måles i månedsbasis. For den andre, i deskriptive analyse er at det ikke kontrolleres for andre potensielle forklaringsvariabler, noe som kan gi skjelv inntrykk av effekten av reformen på sammenslåing av tidligere helserelaterte ytelsene i en – arbeidsavklaringspenger.

## 5 Statistisk metode

### 5.1 Identifikasjons strategi

I denne oppgaven vil jeg benytte økonometriske metoder til å estimere overgangssannsynligheter og betydningen av de viktigste faktorene som påvirker sannsynligheten for å bli mottaker av en bestemt trygdeytelse. Med tre mulige utfall er den lineære regresjonsmodellen uegnet. Hvis man bruker lineær regresjon på en dikotom avhengig variable (0 eller 1), kan man få man nemlig ulogiske og urealistiske prediksjoner, dvs. større enn 1 eller mindre enn 0. Altså, verdiene en velger for den uavhengige variabelen vil være vilkårlige, dvs. tallverdien ikke har noen betydning i seg selv, og de estimerte koeffisientene vil heller ikke få noen klar tolkning. Dessuten, som nevnt, med en enkel lineær regresjonsmodell er det ikke gitt at overgangssannsynlighetene vil ligge mellom null og én, og i tillegg vil feilleddene ikke være normalfordelt (Biørn, 2008) som kan føre til heteroskedastisitet.<sup>9</sup> Den logistiske regresjonen løser begge disse problemene, man unngår urealistiske prediksjoner over 1 eller under 0 og heteroskedastisitet av residualer.

I klassisk lineær regresjon er  $Y$  en kontinuerlig (skala) variabel. I en enkel lineær regresjonsmodell postulerer vi en lineær sammenheng, med normalfordelte feilledd, mellom forklaringsvariablene  $X$  og den uavhengige variabelen  $Y$ , der forventningen (gjennomsnittet) til  $e$  er null:  $E(e) = 0$ , og variansen er  $\sigma^2$ ,  $V(e) = \sigma^2$ :

$$E(Y | x) = \alpha + \beta x, V(Y | x) = \sigma^2.$$

Logistisk regresjon er aktuell å bruke når responsvariabelen  $Y$  er en kategorivariabel, en variabel hvis verdimengde er et endelig antall mulige kategorier. En kategorivariabel kan være nominal eller ordinal. I tilfellet med et ordinal kategorivariabel har kategoriene en naturlig rekkefølge, mens hos nominale variable har de det ikke. Variable kan ha noen kategorier som er ordinale og noen som faller utenfor ordningen, f.eks. "Uoppgitt". Alle de ordinale variablene kan i logistisk regresjon behandles som nominale ved å se bort fra

---

<sup>9</sup> Lineær regresjon er ikke hensiktsmessig i tilfeller av dikotome variabler. Fire av de fem grunnleggende forutsetningene for lineær regresjon brytes regelmessig med slike avhengige variable, og vi kan ikke vite om slutningene vi trekker fra analysen er holdbare. Deretter er det fire forutsetninger om restleddet, og en om sammenhengen mellom  $X$ -variablene i multipl regressjon (Ringdal 2007:380): restleddene har et gjennomsnitt på 0 i populasjonen; restleddene har lik varians for alle  $X$ , homoskedastisitet; restleddene er ikke korrelert med hverandre og med  $X$ -variablene;  $X$ -variablene må ikke være perfekt korrelerte, verken parvis eller gruppevis. Hvis ikke forutsetningene er oppfylte, kan vi ikke stole på at resultatene er riktige. Det er ikke mulig å teste alle forutsetningene for regresjon, som eksempelvis om alle de relevante  $X$ -variablene er tatt med, om vi har målefeil på  $X$ -ene eller om forventet verdi til feilleddet er 0.

rekkefølgen. For responsvariable som bare har to svarkategorier, dikotome variable, vil spørsmålet om ordinal eller nominal variabel være irrelevant. Empirisk analysemodell har tre utfall: arbeidsavklarings-, dagpenger eller ingenting. Disse utfallsvariablene har ingen naturlig rekkefølge og dermed er forklaringsvariablene nominale.

I denne oppgaven har jeg behov for å benytte mer generell modellramme, for å ta hensyn til at individene kan velge mellom flere enn to alternativer. Sannsynlighetsestimering (maximal-likelihood estimering) gir fokus på individ som analyseenhet og benytter individkjennetegn som forklaringsvariabler. Modeller med konkurrerende risiko omhandler ofte situasjoner med et gitt utgangspunkt, men med to eller flere mulige utfall (Blossfeld og Rohwer, 1995). Modeller av denne typen tar hensyn til at ulike utfall påvirkes forskjellig av et gitt sett med forklaringsvariabler. Flere modeller tar hensyn til konkurrerende risiko, eksempelvis multinomisk logistisk og multinomisk probit regresjon. Den multinomiske logistiske regresjonen vil i mange tilfeller gi bedre punkttestimater enn den multinomiske probit-modellen (Kropko, 2008). Probit-modellen er i tillegg tidkrevende å modellere (Greene, 2012). Den multinomiske logistiske modellen vil derfor være den jeg benytter meg av.

Alternativer som tilsvarer en multinomisk logistisk regresjon er et sett med binomiske logistiske modeller for hver av overgangene, eller en betinget logistisk modell. Det første alternativet utelukkes av praktiske årsaker, da den krever at det kjøres tre regresjonsmodeller i stedet for én. Valget av modell falt dermed på en multinomisk logistisk regresjon. Den multinomiske logistiske regresjonen er attraktiv av analytiske grunner på grunn av et viktig og elegant resultat som ble vist av McFadden (1974). Resultatet er at den multinomiske logistiske regresjonen kan bli basert på nyttemaksimeringsfunksjonen under visse forhold, og at sannsynligheten har en enkel lukket form. Den logaritmiske spesifikasjonen ble også attraktiv på 1970- og 1980-tallet av tekniske årsaker fordi et maximum likelihood- estimat av logit-modellen var mulig med den datateknologi som var tilgjengelig på det tidspunktet. En ulempe ved å bruke den multinomiske logit-modellen er at den kan gi misvisende konklusjoner når noen av alternativene er nære substitutter. Dette oppstår fordi den multinomiske logit-spesifikasjonen medfører den begrensning at oddsene for å velge det j'te alternativet over det i'te bare er avhengig av egenskapene til disse to alternativene. Altså, det som kjennetegner alle de andre alternativene i valgsettet har ingen innflytelse på oddsen mellom alternativene i og j. Denne funksjonen kalles uavhengighet fra irrelevante alternativer



Så, praktisk sett, bør en multinomisk logit-modell bare brukes i anvendelser der alternativene innebærer reelt sett forskjellige situasjoner for individene<sup>10</sup>.

### 5.1.1 Isolering av kausal inferens

Å påvise kausalitet kan bidra til å predikere eller evaluere resultater av reformer (se Angrist, Pischke 2008). Ved et naturlig eksperiment, danner identifikasjonsstrategier og inferens en basis for en god og troverdig forskning. Det å måle kausale effekter er en utfordring som kan løses ved bruk av statistiske metoder. Problemet ved vurdering av kausale effekter av en reform er at det ikke er mulig å observere hva som hadde skjedd dersom tiltaket ikke hadde blitt gjennomført. Det å bare observere utfallet av en gjennomført reform skaper likevel ofte ikke noen hindringer for analyse.

En enkel måte er å bygge kausal inferens basert på informasjon om individets forskjellige kjennetegn, f. eks hvordan inntekt kan påvirke valg av arbeidsavklaringspenger eller dagpenger, men ikke omvendt. Likevel kan en del av informasjonen om individer være feil eller ikke sikker. Alternativt kan kausal inferens bygges på et studiedesign der en kausalitet er garantert via en eksperimentell metode som har blitt manipulert før utfallet har blitt målt. Hvis et eksperiment ikke er mulig, er det foretrukket å bygge inferens fra et prospektivt design. I ikke-eksperimentelle studier, kan dessuten ikke målbare feilledd oppstå ikke kun i både forklarings- og utfallsvariabel, men også i vurderingen av deres tidseffekter.

Et fundamentalt problem for å påvise kausal inferens handler om å forutse et utfall som ikke er observert, eller et potensielt utfall. Hvert utfall observeres kun under en og ikke under begge tilstander. Et potensielt utfall som gir mening, viser en mulig tilstand for et individ på et gitt tidspunkt. En faktor som kan påvirke det potensielle utfallet for å komme på arbeidsavklaringspenger kan være for eksempel være mottak av sykepenger et år før. Innflytelsen av individuelle kjennetegn som kjønn, landbakgrunn og alder kan ikke ha eksaminert kausalitet fra potensielt utfall (Holland P.W., 2001, 4, 219-233). Det er kontroversielt om effekter fra variabler som beskriver individuelle kjennetegn kan være

---

<sup>10</sup> Long and Freese (2014, s. 465-479) gir en formell forklaring på forskjellen mellom multinomisk logistisk regresjon (med IIA), multinomisk probit (med IIA) og alternativspesifikk multinomisk probit (uten IIA). De viser at den spesifikke formen på modellen er avhengig av fordelingen av feilledd. Hvis  $\epsilon$  antas å være fordelt logistisk (med snitt 0 og varians  $\pi^2 / 6$ ), vil vi ha en multinomisk logistisk regresjonsmodell. Hvis  $\epsilon$  antas å være normalfordelt, har vi en multinomisk probit regresjons tilnærming, som dermed presist viser forskjellen mellom en binær logistisk og probit tilnærming. Men for en multinomisk probit tilnærming kan vi også tillate at feilleddene er korrelerte eller ikke. Svake IIA forutsetning er en av hovedgrunnene til at alternativ-spesifikk multinomisk probit tilnærming ofte er foretrukket over multinomisk logistisk tilnærming.

kausale (Greenland S, Brumback B, 2002). Likevel, dersom kausale effekter er limitert av manipulerende variabler, vil problemet med vurdering av kausalitet ved bruk av individuelle kjennetegn forsvinne av seg selv.

Randomiserte kontrollstudier (RCT) er det sterkeste designet for å påvise kausal inferens om effekten av tiltak X på resultatet Y. Tilfeldig tildeling av individer til tiltaks- og kontrollgrupper garanterer at det ikke finnes systematiske avvik blant grupper når det gjelder individskjennetegn, observert og uobservert, som kan påvirke resultatene eller den avhengige variabelen. Dermed kan avvikene mellom tiltaks- og kontrollgruppene betraktes som en tiltakseffekt. Svakheten med RCT er at metoden ofrer ekstern validitet på bekostning av sterk intern validitet. (Concato J. Shah N. Horwitz RI, 2000, p.342), dvs. at RCT er ekstremt streng metodisk sett, men at resultater fra metoden ikke kan generaliseres til andre relevante populasjoner. En hovedforskjell mellom eksperimentell design og observasjonsdata er at tiltak i observasjonsdata ikke er tildelt tilfeldig. Dermed blir kjennetegnene blant individer som har fått tiltaket ikke likt kjennetegnene blant individer som ikke har fått tiltaket eller som er i kontrollgruppen. Ved å observere og måle noen kjennetegn i målgruppene, for eksempel, alder og yrke, som kan avvike hos tiltaks- og kontrollgruppene, kan man kontrollere for deres effekt på resultatene ved bruk av en multippel regresjonsanalyse (i mitt tilfelle). Variabler som ofte omtales som konfundere, gjelder variabler som ikke er inkludert i regresjonen, men som påvirker både de avhengige og den uavhengige variabelen. Multippel regresjonsanalyse estimerer tiltakseffekter justert for observerte kovariater og konfundere.

For å presentere effektene i min analyse blir det brukt både marginale effekter og relative oddsrater. De marginale effektene måler best effektene av en politisk beslutning. Relative oddsrater er til god hjelp å forstå mekanismen som ligger bak oddsene. Begge to hjelper til med å visualisere resultatene. Resultatene som kommer fra en multinomisk regresjonsmodell, er mer naturlig å presentere via beskrivelsen av relative oddsrater. Årsaken er at i den logistiske modellen, hvis det ikke er noen interaksjonsbetingelser, har hver predikert variabel et enkelt tall tilknyttet ratens forhold som gjelder for alle verdier av alle variablene. I den multinomiske tilnærmingen virker den marginale effekten av en variabel som en funksjon av både variabelens verdi og verdien til de andre variablene i modellen, dvs. verdien til referansevariabelen. Derfor er de marginale effektene den mest effektive måten å forklare resultater på.

Odds er sannsynligheten for en hendelse inntreffer dividert med sannsynligheten for at den ikke inntreffer. Oddsrate er forholdet mellom to odds. Oddsrate større enn 1, betyr at

sannsynligheten er høyere enn i referansegruppen, og at den er lavere enn i referansegruppen når oddsraten er lavere enn 1. I analysen blir tilfelle vil oddsraten for inntektsgruppe x tilsvare:

$$[ P(\text{INNT}_x) / (1 - P(\text{INNT}_x)) ] / [ P(\text{INNT}_{\text{ref}}) / (1 - P(\text{INNT}_{\text{ref}})) ]$$

Der  $P(\text{INNT}_x)$  er sannsynligheten for å bli mottakere av arbeidsavklaringspenger i inntektsgruppe X, og der  $P(\text{INNT}_{\text{ref}})$  er sannsynligheten for å bli mottaker av arbeidsavklaringspenger i referansegruppen.

Modellen har noen utfordringer – uobserverbar heterogenitet og konfunderende variabler som er en del av et endogenitetsproblem. Alle disse problemene bidrar til seleksjonskjevhet.

Seleksjon gir en potensiell skjevhet i estimerte tiltakseffekter, dersom den ikke kontrolleres for. Det skilles mellom seleksjon på uobserverbare og observerbare faktorer. Seleksjon på uobserverbare faktorer er et større problem enn seleksjon på observerbare eller synlige og målbare egenskaper som bestemmer tiltaksdeltagelse. Blant kjente eksempler er motivasjon, evner eller talent som kan påvirke individets valg av trygdeytelse. Problemet er at de som velger, f.eks. dagpenger, og de som ikke motivert for å få dagpenger vil ha ulike forutsetninger for suksess. De som velger å delta kan være mer motivert og har bedre forutsetninger å komme tilbake i arbeid. Når deltakere og ikke-deltakere forventes å være ulike i kjennetegn som ikke kan kontrolleres for, vil ikke-deltakerne utgjøre en dårlig sammenlignbar gruppe.

Seleksjonskjevhet kan oppstå på grunn av ikke-målbare forskjeller i individets sykdomsgrad (helse) som påvirker valget av en av tre utfallskategorier. Konfundere på lik linje med seleksjonskjevhet kan også bidra til underestimering eller overestimering av tiltakenes kausale effekt. Forskjellen er at seleksjonskjevhet dannes av uobserverbare og observerbare variabler. En variabel sies å være konfunderende når den er assosiert med både utfallsvariabelen og en forklaringsvariabel. Eksempel på en konfunder kan være forklaringsvariablene som gjelder inntekt og alder. Jo eldre man blir jo høyere erfaring og ferdigheter får man, og jo høyere inntekt forventes. Antall barn kan også korrelere med inntekt og alder.

Konfundere inkluderer både målbare (miljøfaktorer, helse, demografi) og ikke-målbare faktorer (preferanser, verdier, familiedynamikk) som forholder seg til både behandling (ytelsesvalg) og resultat. Konfundere har mye betydning fordi

- potensielle konfundere kan ha forskjellig fordeling i behandlings- og kontrollgruppene på grunn av seleksjonsskjevhet.
- estimerer av tiltakseffekter kan være påvirket av konfundere i residualleddene på grunn av ikke-målbare eller dårlig målbare variabler.

Dersom konfundere assosieres både med tiltak og resultat kan det føre til feil av type I hvor resultater av et tiltak (tiltakseffekter) feilaktig assosieres til tiltaket og ikke til konfundere. Konfundere også kan føre til feil av type II dersom analysen konkluderer feilaktig med at det ikke er tiltakseffekter.

Det er 3 metoder som hovedsakelig brukes for å kontrollere for konfundere: Multivariabel regresjonstilnærming, sannsynlighetsmatching (propensity score matching, PSM) og IV (instrumentvariabelmetode). Systematiske gjennomganger av litteraturen som sammenlikner multivariabel regresjon og PSM viser at disse modellene viser omtrent like resultater når det gjelder å estimere tiltakseffekter i paneldata. En begrensning med multivariabel regresjon er at den ikke gir spesifikk informasjon om ubalansen i fordeling mellom målbare konfundere mellom tiltaks- og kontrollgrupper. PSM-metoden lider ikke av den begrensningen. Begge metoder er begrenset i at de kontrollerer kun for målbare konfundere og ikke for ikke-målbare slik at de ikke kan kontrollere for skjevhet på grunn av ikke-målbare «konfundere unntatt å konkludere med at disse faktorer korrelerer sterkt med målbare kjennetegn.

For å løse dette problemet med seleksjonsskjevhet benyttes derfor en multinomisk logisk tilnærming, med en rekke dummyvariabler i samspill, der vi utnytter variasjonen i kjennetegn. Bootstrapping av standardfeil kan bidra til forbedring av resultater fra en multinomisk logit modell <sup>11</sup>. Dette blir ikke gjort på grunn manglende data i datasett.

---

<sup>11</sup> Selmlog som variasjon av Heckmans metode bruker bootstrapping av felledene tilpasset spesielt til den multinomiske diskret tilnærmingen ved å bruke et instrument til hvert utfall som påvirker sannsynligheten for arbeidsavklarings- og dagpenger.

Uobservert heterogenitet<sup>12</sup> er en av de mulige grunnene til endogenitet. Uobservert heterogenitet antyder endogenitet, men ikke omvendt. Uobservert heterogenitet definerer variasjon/ forskjell blant saker eller individer som ikke er målbare.<sup>13</sup> Ved en antakelse om at individuelle effekter  $\alpha$  ikke er korrelert med forklaringsvariablene, kan den multinomiske logit modellen estimeres konsistent fra gjentatte tverrsnittsdata og samle alle observasjoner sammen (pooling) og behandle  $\alpha_i + u_{it}$  som et sammensatt feilledd, inkludert konstantleddbegrepet.

Uobserverbare individkjennetegn reflekterer variasjon i sannsynligheten som ikke kan forklares av observerte individkjennetegn. En modell som utelater uobserverbar heterogenitet kan gi skjeve estimater av de andre forklaringsvariablene. Et eksempel kan være varighetseffektene som forårsakes av at mottakere har en egenskap som gjør at de har større sannsynlighet for å komme på, for eksempel arbeidsavklaringspenger, enn de mottakene som ikke har denne egenskapen. Dersom mindre motiverte for arbeid individer foretar en rask overgang til arbeidsavklaringspenger som gir mer kompensasjon, vil utvalget etter hvert preges av en gruppe individer med lav overgangssannsynlighet. Dersom uobserverbar heterogenitet ikke blir kontrollert for, vil sannsynligheten for å få arbeidsavklaringspenger være avtakende. Den negative varighetsavhengighet kan i dette tilfellet utelukkende skyldes seleksjon. Dersom man unnlater å kontrollere for uobserverbar heterogenitet, kan også estimater av koeffisientene til kontrollvariabler som er ikke korrelert med den uobserverbare heterogeniteten bli preget av skjevhet. Effektene av uobserverbar heterogenitet kan identifiseres dersom det finnes minst et eksogent instrument. En slik eksogen variabel kan for eksempel være utdanning.

En multinomisk logit modell med gjentatte tverrsnittsdata med gruppering av ikke tids-konstante variabler, dvs. de variablene med verdier som endres over tid, kan også bidra til å redusere skjevheten som følge av utelatte variabler og gi mer signifikante estimater for gruppeverdier. Redusering av utelatt variabel skjevhet fås via bruk av flere observerbare kovariater som beskriver sammenhengene mellom resultatvariabler og forklaringsvariabler som også bidrar til mer konsistente estimater for  $\beta$ .

---

<sup>12</sup> Observert heterogenitet består av kovariater og uobservert heterogenitet består av all uobservert forskjell som bl. a. motivasjon, ferdigheter og innsats. Endogenitet svarer for forhold mellom observert og ikke observert variabler, dvs hvordan de er avhengig av hverandre.

<sup>13</sup> Autoregresjon og autokorrelert feilledd, samt utvalgseleksjon er ekstra måter når endogenitet kan oppstå. Ettersom det ikke brukes paneldata, men tverrsnittsdata, disse er ikke aktuell i analyse.

Paneldata har flere fordeler, blant dem er at den type data følger opp individet over tid. Det mest kjente identifikasjonsutfordringen her for estimering av den kausale effekten er balansen mellom effektiviteten ved estimering med en såkalt random effekts-modell og nøyaktigheten (presisjonen) ved estimering med en fast effekt modell. I enkelte tilfeller er det behov for gruppering (clustering) av standardfeil. Ikke minst er det slik at en fast effekt modell antar homogenitet, mens en random effekts-modell tillater heterogenitet mellom grupper. En random effekts-modell tillater at effektene varierer mellom ulike grupper. I tillegg er et av vilkårene for en random effekts- modell at effekter på gruppenivå og forklaringsvariablene ikke kan være korrelert. I slike tilfeller blir en random effekts-estimering forventningsrett, konsistent og effektiv ettersom den benytter både innen- og mellom gruppevariasjon. Fast effekt estimering benytter kun innen gruppevariasjon. I tilfeller når effekter på gruppenivå korrelerer med noen av de uavhengige variablene, vil estimering med random effekts-modell kunne gi skjevhet og modellen med faste effekter med grupper blir et litt bedre valg. Derfor blir modellvalget her en balanse mellom nøyaktighet og skjevheten. I tillegg er ett av de grunnleggende problemene med paneldata skjevhet som følge av utelatte (ikke-observerbare) variable.

Hvis det er utelatt variabler, og disse variablene korrelerer med variablene i modellen, kan en fast effekt-modell gi en mekanisme for å kontrollere for skjevheten som følge av utelatte variable gjennom faste tidseffekter. Ideen som ligger bak er at effektene av de utelatte variablene på et nåværende tidspunkt blir den samme på et senere tidspunkt og dermed konstante. For at dette skal være sant, må de utelatte variablene ha tidskonstant effekter. I mitt tilfelle ettersom estimerer for mange av personens individuelle kjennetegn har tidsuavhengige effekter, dvs. at de individuelle effektene ikke endres over tid, dvs. kjønn eller landbakgrunn, blir alle disse variablene tatt med som forklaringsvariabel i regresjonslikningen. Etter at flest mulig variabler med tidsuavhengige effekter blir tatt ut fra feilledet, vil mye av skjevheten bli redusert. Tradisjonelt er det motivasjon og ferdigheter, samt utdanning som pleier å være i restleddet og som kan gi grunnlag for endogenitet. Det er mulig at motivasjon og ferdigheter er korrelert med andre forklaringsvariabler som kjønn eller antall barn. Bruk av utdanning som instrumentvariabel kunne hjulpet til med å korrigere for estimeringsskjevhet, men jeg har ikke hatt tilgang til data for dette.

Paneldata vil ikke gi meg muligheten til å se på sannsynlighetsfordelingen over tid for individets overgang /valg av arbeidsavklaringspenger eller dagpenger som jeg er interessert i.

Derfor har jeg delt paneldata opp i gjentatte tverrsnittsdatasett for å følge opp dynamikken av sannsynlighetsfordelingen i perioden fra 2008 til 2016. I regresjonsmodellen blir både tidsavhengige og tidsuavhengige variablene inkludert. Ved å dele paneldatasettene i gjentatte tverrsnitt datasett kan jeg også slippe å inkludere individuelle effekter som endrer seg over tid i modellen. Ved å gruppere noen variabler, på alders og inntektsnivå kan jeg redusere heterogenitet blant individer.

### 5.1.2 Økonometrisk modell

Heckmans artikler (1973, 1979) satte fart på den videre utviklingen av metoder for å håndtere seleksjonsproblemer i arbeidsmarkedsanalyse. Det er to typer av seleksjonsproblemer som ofte oppstår i slike analyser (Dagsvik, 2000). Den første dreier seg om estimeringen av en regresjonslikning betinget på endogent diskrete valg, eksempelvis Roy (1951), Willis and Rosen (1979), Heckmann og Sedlacek (1985, 1995, Lee (1983, Hanemann (1984). Kilder for andre type av seleksjonsproblemer finnes i litteraturen om effekter på lønns- og arbeidsmarkedsmuligheter basert på deltakelse i utdanning og arbeidsmarkedstiltak og lønnseffekter. Valg av noen av ytelsene kan høre til disse typer seleksjonsproblemer, samt selvseleksjon ved analyse av effekten som resultat av arbeidsmarkedstiltak.<sup>14</sup> Generelt sett gjør aktøren et betinget valg mellom gjensidige utelukkende alternativer i første trinn, for eksempel blant forskjellige typer av arbeidsmarkedstiltak. I andre trinn gjør agenten neste valg blant forskjellige arbeidsmuligheter, betinget på tidligere valget i første trinn. Siden noen av valgmulighetene er latente (ikke observerbare) og sannsynligvis er korrelert med valget i første trinn, dukker det opp et seleksjonsproblem. Dagsvik (2000) utviklet den multinomiske logistiske regresjonen, som estimerer en regresjonslikning betinget på endogent diskrete valg, for å unngå komplikasjoner forbundet med den multinomiske probit-regresjonen som gjelder feilledenes fordeling. Det er fordelingen av feilledene som kan

---

<sup>14</sup> Teoretisk sett kan være flere trinn i modellen og dermed flere gyldige instrumentvariabler som har potensial til forbedring av modells effektivitet, men gjør de vanlige inferens prosedyrene ikke nøyaktige. Bruk av alle 180 instrumenter av Angrist og Krueger (1991) gir tettere korrekte konfidensintervaller enn ved bruk av kun 3 instrumenter. Et viktig problem her er at konvensjonelle asymptotiske tilnærminger kan gi dårlige tilnærminger til utvalgs fordeling av de resulterende estimatorer. To-trinns minste kvadrater metode (2SLS) er kjent for å ha store skjevheter når mange instrumenter brukes. Den begrensede informasjonen maksimal sannsynlighet (LIML) eller Fuller (1977) estimatorer hjelper å korrigere denne skjevhet, og de vanlige små standardfeilene trenger å bli korrigert videre for å forbedre bedre normal tilnærming til t-ratio med mange instrumenter. (Hansen, Hausman, Newey, 2006).

danne problemer ved valg mellom multinomisk logisk eller multinomisk probit regresjon. Begge disse modellene bygges på forutsetningen om IIA, en antakelse som ikke er triviell.<sup>15</sup>

I analysetilfelle blir et valg blant de tre alternativene – dagpenger, arbeidsavklaringspenger og ingen av disse. Disse tre valgene er svært forskjellige og avhengig hovedsakelig av det eksisterende regelverket som er ganske ulikt. Under IIA, anser vi disse alternativene uavhengige eller forskjellige som ikke kan grupperes. Derfor er det lite sannsynlig å få korrelerte feil akkurat i dette tilfellet.

I denne delen presenteres det en strukturell ett-steps modell utviklet fra diskret valgteori basert på modeller av Train (2009) og utviklet av Dagsvik (2000). En svakhet ved modellen er at ett-steps tilnærmingen ikke gir mulighet for å korrigere for seleksjonsskjevhet. Årsaken til at to-steps tilnærmingen (f.eks. Dagsvik, 2000) ikke er benyttet her er at det datasettet som jeg har tilgjengelig, ikke inneholder et passende instrument.

Utdannelsesvariable kan være et perfekt instrument for å redusere modellenes skjevhet. En perfekt instrumentvariabel kunne være en variabel som ikke er avhengig av sannsynligheten for å havne på dagpenger, arbeidsavklaringspenger eller ingenting, samt ikke observerbare karakteristikk. Derfor er utdannelsesvariable passer perfekt for å kontrollere modellen for skjevhet. På den annen side: For å redusere problemet med seleksjonsskjevhet tar vi i bruk flere variabler i likningen og foretar flere tester etter bruk av den multinomisk logistiske estimeringstilnærmingen.

Modellen forutsetter at enkeltpersoner etter utnyttelse av maksimal varighet på sykepenger gjør et valg mellom arbeidsavklaringspenger, dagpenger eller ingen av disse. Disse ytelsene er av forskjellig natur og gis betinget på forskjellige forutsetninger. Dagpenger er en midlertidig arbeidsrelatert ytelse som er tett knyttet til arbeidsledighet og som forutsetter at ytelsen blir brukt ved å være en aktiv arbeidssøker. Arbeidsavklaringspenger er en midlertidig helserelatert ytelse som forutsetter at ytelsesmottaker er i aktiv behandling og deltar i arbeidsmarkettiltak for muligens å komme tilbake i arbeid. I utgangspunktet er kravet til disse ytelsene betinget på i hvilken grad man oppfyller øvrige vilkår. Likevel finnes det andre årsaker som kan ligge til grunn ved søknad om enten midlertidig helserelatert eller arbeidsrelatert ytelse, for eksempel kompensasjonsgrad eller forsøk på å forbedre mulighetene

---

<sup>15</sup> For å illustrere betydningen av IIA forutsetningen viser McFadden (1973) et eksempel mellom valg mellom blå og rød buss. Eksempelen kan illustrere at noen ikke observerbare og ikke målbare personlige egenskaper kan gjøre at et individ foretrekker en rød buss selv om begge er like alternativer, dvs. individet foretrekker offentlig transport som påvirker både blått og rødt bussvalg.



på arbeidsmarkedet på sikt. Det antas at overgang til en bestemt ytelse avhenger ikke bare av preferanser, men også av de forskjellige individuelle kjennetegn som kan beskrive en typisk ytelsessøker. Derfor er sannsynligheten for overgang til en bestemt ytelse betinget både på preferanser og individuelle kjennetegn.

Modellen tar i utgangspunktet hele Norges befolkning og at aktørene gjør et valg fra et sett av alternativer bestående av dagpenger, arbeidsavklaringspenger eller ingen av disse. Valget kan tolkes som et steg der agenten maksimerer den forventede nytte ved investering i sin menneskelige kapital for å sannsynligvis enten øke sine arbeidsmuligheter eller å bruke ytelse som en slags forsikring mot bortfall av inntekt. Det kan forekomme forskjellige betingelser før individer kommer på disse ytelsene. En av veiene kan være at individer har brukt opp maksimal varighet (ett år) av sykepengeperioden, og deretter har gått over til dagpenger eller arbeidsavklaringspenger. Det kan være at et vedkommende har krav på arbeidsavklaringspenger. Kjønn og alder kan ha betydning for om et individ kan gå over til disse ytelsene. Derfor benyttes blant annet sykepenger, kjønn, alder, antall barn, og fylke som kontrollvariabler (dummyvariabler) for å forklare overgangen til dagpenger eller arbeidsavklaringspenger.

Valget kan til en viss grad være styrt av rettigheter (muligheter) og preferanser (lønnsomheter/kompensasjonsgrad). Derfor kan valget være påvirket av både rettigheter og preferanser. Hvis dagpenger er et mål på arbeidsmuligheter, så er arbeidsavklaringspenger et mål for helse og kompensasjonsgrad er et mål på tapt inntekt.

La  $j = 1 \dots n$  hvor  $n=3$ , og definerer en indeks av en ytelseskategori/utfallskategori, dvs. arbeidsavklarings- dagpenger eller ingen av disse og la funksjonen  $\{U_{ij}\}$  definerer nytte som et individ  $i = 1 \dots N$  får ved valget av kategori  $j$ . Dermed vil  $j$ -kategori velges dersom:

$$U_{ij} = \max_{j \leq 3} U_{ij} , \quad [1]$$

dvs. et individ foretar et valg for å maksimere sin nytte blant de tre alternativene. Det antas følgende spesifisering av nyttefunksjonen:

$$U_{ij} = u_j + \varepsilon_{ij}^{16} \quad [2]$$

---

<sup>16</sup> Se spesifikasjoner for generell ekstremverdifordeling (Generalized extreme value distribution). I sannsynlighetsteorien og statistikk er ekstremverdifordeling en familie av kontinuerlige sannsynlighetsfordelinger utviklet i teori for ekstremverdi for å kombinere Gumbel-, Fréchet- og Weibull-

Dermed er den statistiske modellen drevet av sannsynligheten for valget av ytelse  $j$ , og som er  $\text{Prob}(U_{ij} > U_{ik})$  for alle andre  $k \neq j$ .

$U_{ij}$  defineres som utfall mellom arbeidsavklarings-, dagpenger eller ingenting. Ifølge McFadden (1974a) dersom  $J$  utfallskategori er uavhengig fordelt slik at  $P_i(\varepsilon_j \leq x | \{X_i\}) = \exp(-\exp(-\varepsilon_{ij}))$ . Da

$$P_{ij}(U_{ij} = \max_{j \leq 3} U_{ij}) = \frac{\exp(\beta_j X_{ij})}{\sum_{q=1}^3 \exp(\beta_q X_{iq})} \quad [3]$$

I likning vises det at  $x_{ij}$ , attributter for et spesifikt valg, varierer over valgene og muligens på tvers av individene.

Jeg opererer med de eksogene variablene hvilke beskriver individuelle kjennetegn som kan påvirke preferanser. Siden jeg kun har individuelle eksogene variablene blir modellen forenklet:

$$U_j = \sum_{j=1}^3 \beta_j X_j + \varepsilon_j = \beta_0 + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \beta_3 X_3 + \beta_4 X_4 + \varepsilon_{ij}, \quad [4]$$

$X$  er en vektor av individuelle eksogene dummy variabler eller observerte individuelle kjennetegn som påvirker preferanser,

---

familiene, også kjent som ekstreme verdifordelinger av type I, II og III. Ved teorem om ekstremverdi er GEV-distribusjonen den eneste mulige grensefordelingen av riktig normaliserte maksimum av en sekvens av uavhengige og identisk fordelte tilfeldige variabler. En grensefordeling ikke behøver å eksistere, men dette kreves av vilkår for regularitets, dvs. vilkår for asymptotisk konvergens av svake grensesett på slutten av fordelingen. Til tross for dette brukes GEV-distribusjonen ofte som en tilnærming til å modellere maksimumene for lange (endelige) sekvenser av tilfeldige variabler. Multinomiske logit-modeller, og visse andre typer av logistisk regresjon, kan formuleres som latente variable modeller med feilvariabler fordelt som Gumbel-fordelinger (type I generalisert ekstremverdi-fordelinger). Denne formuleringen er vanlig i teorien for diskretvalg modeller, som inkluderer logit-modeller, probit-tilnærming, og forskjellige utvidelser av dem. Disse modellene stammer fra det faktum at forskjellen i to typer i GEV fordelte variable følger en logistisk fordeling, der logit-funksjonen er en kvaltilfunksjon ved normal fordeling. (I statistikk og sannsynlighetsteorien er kvintiler kuttete punkter som deler sannsynlighetsfordelingen i de nær liggende intervallene med like sannsynligheter, eller deler observasjonene i utvalget på samme måte.). Type-I GEV fordelingen spiller dermed den samme rollen i disse logit-modellene som normalfordelingen gjør i de tilsvarende probit-tilnærmingene.

$\beta$  er vektor av ukjente parameterer,  $\varepsilon_{ij}$  er tilfeldig variabler som fanger uobserverte individuelle kjennetegn som påvirker preferanser. Estimaten for  $\beta$  varierer vel mellom de 3 valgene (arbeidsavklarings-, dagpenger, ingenting),

$X_1$  - Individuelle kjennetegn (kjønn, alder, sivilstatus, barn under 18,)

$X_2$  - Tilknytnings kjennetegn (fylke)

$X_3$  - Sysselsettings kjennetegn (pensjonsgivende inntekt)

$X_4$  - Yrkesbetinget kjennetegn (registrert i arbeid, yrkeskategori)

La  $\varepsilon_{ij}$ ,  $j = 1..3$  for  $N$  individer ved uavhengig identisk fordelt tilfeldig utvalg med sannsynligheten

$$P_i(e_j \leq x | \{X_i\}) = \exp(-\exp(0.5772 - x))^{17} = \exp(-\exp(-\varepsilon_{ij}))^{18} \quad [5]$$

Regresjons likning er gitt slik som  $Y_{ij} = X_{ij} \gamma + \eta_{ij}$ , [6]

Hvor  $Y_{ij}$  er utfallsvariable som karakteriserer tre utfall – arbeidsavklarings-, dagpenger og ingenting,

$X$  er vektoren av individuelle og muligens sektorspesifikke variabler;

$\gamma$  er vektorkoeffisient;

$\eta$  er tilfeldig variabler med fordeling som er uavhengig av  $X$  variablers.

Ut fra ligningen [5] beregnes det sannsynligheten for å velge en av tre ytelsesalternativer som:

$$P_{ij} (U_{ij} = \max_{j \leq 3} U_{ij}) = \frac{\exp(\beta_0 + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \beta_3 X_3 + \beta_4 X_4)}{\sum_{q=1}^3 \exp(\beta_{0q} + \beta_{1q} X_1 + \beta_{2q} X_2 + \beta_{3q} X_3 + \beta_{4q} X_4)} \quad [7]$$

$P_{ij}$  representerer sannsynligheten for at individ  $i$  for  $i=1 \dots N$  deltar i utfallskategori  $j=1..3$ .

Vektoren  $X$  kontrollerer for observerbare kjennetegn som påvirker preferanser. Datasettet gir muligheten til å se på forskjellige individuelle kjennetegn som bosted, sysselsetting, bevegelser ut og inn fra arbeidsmarkedet, yrke og næring, familiebakgrunn.

---

<sup>17</sup> Valget av cdf fordelingsforutsetningen er passende pga den forutsetter at feilledd i gjennomsnitt er null. Gjennomsnittlig null feil betyr at  $E[\hat{\varepsilon}_{ij} - \varepsilon_{ij}] = 0$ , dvs.  $\hat{\varepsilon}_{ij}$  er en objektiv estimator for  $\varepsilon_{ij}$ . Se kjente resultater fra diskretvalgteori av Ben Akiva og Lerman (1985) og McFadden (1984).

Nytte hovedsakelig påvirker ytelsesvalg. Maximal individets nytte av valget en av tre utfall, dvs. arbeids-, dagpenger eller ingenting, kan utvides til variasjonsnyttedel og uavhengig distribuert feilledd, dvs.  $U_j = v_j + \varepsilon_j$  med uavhengig distribuert feilledd  $\varepsilon_j = 1 \dots m$  Dagsvik (2000). Så sannsynlighet for maximal nytte kan skrives slik:

$$P_i(e_j \leq y | \{v_k\}) = \exp(-\varepsilon^y) \quad [8]$$

$$\text{Da } P(U_j \leq y | U_j = \max_k U_k) = P(\max_k U_k \leq y | U_j = \max_k U_k) = P(\max_k U_k \leq y) \quad [9]$$

Denne likningen viser til at fordeling av maximal nytte er uavhengig av hvilke alternativer maximal nytte har oppnådd. Denne lemma er svært viktig for forståelse hva som ligger back ytelsesvalg. Mulighetene kan også virke som konfundere, dvs. disse variablene ikke nødvendigvis eksogene, og muligens avhengige av både evner og andre uobserverte faktorer (f.eks. sosial status, relevante ledige stillinger i distriktet, etc.), samt endogene, og er ikke nødvendigvis forbundet med individuelle preferanser. En søknad om arbeidsavklaringspenger kan bli avvist pga. ikke bevist sykdom nevnt i legeerklæring. Alle disse mulighetene kan påvirke individets valgføll.

Her er en kort oppsummering av de viktigste antakelsene som må være oppfylt for å identifisere en strukturell modell for å vurdere kausaleffekter:

- Uavhengighet av irrelevante alternativer (IIA) må holde for modellen som antydes av sannsynlighets likning. Multinomial logit-modeller er gyldige under IIA antagelse som sier at egenskaper av et bestemt valgalternativ ikke påvirker de relative sannsynlighetene for å velge andre alternativer. For eksempel, hvis IIA er gyldig, hvordan individet skal gjøre et valg mellom arbeidsavklaringspenger eller dagpenger er uavhengig av hva vedkommende får dersom den ikke søker på none av disse ytelsene. Brudd på IIA-antagelsen kompliserer valgmodellen. Derfor blir mye oppnådd når IIA-antakelsen er validert.
- Det antas ligning [4]. Likningen betyr at individ tenker på ytelsen som et middel til å skaffe seg ferdigheter og kunnskaper for maximere sin framtidige nytte. Nyttan kan brukes enten for å komme tilbake på arbeidsmarked (ved valg av dagpenger) eller gå over til uføretrygd (ved valg av arbeidsavklaringspenger). Agentenes forventninger er representert som i [4]. Dette innebærer at agenten velger ytelse som bidrar mest for å oppnå resultater ved maksimeringen av nytte. Denne ligningen [4] representerer

agentens prediksjon. Maximal nytte består av varierende del av nytte  $v$  og uavhengig identisk fordelt feilledd.

- De uobserverbare variablene i nyttefunksjonen antas å være ikke korrelert. Likevel er det ikke nødvendigvis slik at de typiske uobserverbare variablene, som intelligens, motivasjon og elskverdighet, ikke påvirker nytten. Dette antyder mer at slike variabler påvirker tilfeldige variabler fra nyttefunksjon på en slik måte at de kan være korrelerte.

### 5.1.3 Estimering

Det brukes multinomial logit-modeller når vi har flere kategorier. Den forutsetningen er en viktig del når vi driver på med flere kategorier sammen. Her er rekkefølgen av kategorier ikke viktig. Multinomial logitmodell estimerer samtidig flere logitter hvor hver av kategorier er sammenlignet med en valgt basiskategori. Dersom disse logitter ville estimert separat, ville det mistet noe informasjon. Grunnen av at hver logit ville bli estimert for et annet utvalg, dvs. valgt kategori pluss basekategori, med utelatt alle andre kategorier. For å unngå dette brukes det multinomial logit. I tillegg antar ikke multinomial logit parallelle skråninger.

I resultattabell fra Stata for eks. for 2008 ser vi først iterasjonsloggen, som angir hvor raskt modellen konvergerer. Loggen sannsynligheten kan brukes i sammenligninger av nestede modeller. Sannsynlighetsforholdet chi-square of 71664.91 med en p-verdi  $<0,0001$  viser at hele tilnærmingen passer betydelig bedre enn en tom modell (dvs. en modell uten prediktorer). Resultat fra Stata har to deler merket med kategorier av resultatvariabelen «status». Ettersom det ikke er linear avhengighet mellom status og inntekt, samt status og alder har jeg gruppert inntekts- og aldersvariabler til større enheter. Samtidig dette skal godt bidra til å gjøre mindre uobserverbar heterogenitet. En annen vei kan være å lage kohort variabler til alder og inntekt, men da kan det oppstå problem med endogenitet. Årsaken er at alder kan faktisk korrelere med antall barn, for eksempel. I regresjonslikning b er koeffisient som kan forklares via oddsratio, dvs. hvor mange ganger estimerte odds ( $P(\text{status=aap})/P(\text{status=none})$ ) øker dersom inntektskategori økes av en enhet.

Referansevariable (eller referansegruppa) i logistiskregresjon var valgt som mest logisk og normativ kategori, dvs. inntekt mellom 5 G og 6 G, Akershus, gifte som sivilstatus, alderskategori mellom 40-49 år, menn blant kjønn, yrkeskategori som svarer for bønder og fiskere. Den strukturelle modellen kan estimeres med maximal sannsynlighet estimering

(ML). Det estimeres sannsynlighetene for å velge ytelsen for hver enkelt person (ligning [7]). Disse estimatene brukes til å beregne partialle effekter der  $P_j(X_i)$  er sannsynligheten for at person velger j-ytelse, dvs. enten arbeidsavklarings-, dagpenger eller ingenting.

## 5.2 Modellens forklaringskraft

For å vurdere å fjerne en variabel fra modellen, kan vi gjennomføre en test om at variabelen ikke er signifikant over alle utfallskategorier (uansett hvilken vi utelater), dvs. en Wald-test. Wald-testen skal bidra til å finne ut om forklaringsvariablene i vår analysemodell er signifikante, dvs. om de bidrar til forklaringskraft i modellen. Hvis ikke, kan de fjernes uten påvirkning på modellen. For å analysere hvorvidt dagpenger og arbeidsavklaringspenger er substitutter testes det om forklaringsvariablene har lik påvirkning på arbeidsavklarings- eller dagpenger, til de to utfallene. Dette ble gjort ved å analysere om betakoeffisientene er like. Det ble benyttet en Wald-test. Wald-statistikken har en chi-kvadrat fordeling,  $\chi^2$ , med frihetsgrader likt antall restriksjoner. Ved nullhypotese for Wald-testen sjekkes det om alle  $\beta$ -koeffisienter ved forklaringsvariablene er lik 0. Nullhypotesen kan avvises dersom effekten ikke blir signifikant ( $p < 0,01$  og  $df=2$ ) som gir indikasjon at disse forklaringsvariablene ikke gir noe mer informasjon til modellen. Wald-testen var gjennomført for hele perioden. Resultatene av Wald-testene viser at det er noen av variablene som kan på sikt droppes basert på at de ikke er signifikante på 5 % nivå. Selv om disse variablene ikke er signifikante på 5 % nivå for enkelte år betyr dette ikke at de ødelegger modellens forklaringskraft. Men de kan forårsake skjevhet.

Deretter blir det testet om de uavhengige variablene skiller par av utfallskategorier ved hjelp av en Wald-test for de kombinerte alternativene. Nullhypotesen for Wald-testen for de kombinerte alternativene sjekker om alle koeffisientene unntatt koeffisienten for konstantleddet, assosiert med et gitt par av alternativer, er lik 0, dvs. om alternativene kan settes sammen. Wald-testen for de kombinerte alternativene for alle periodene har vist at alle de kombinerte alternativene, dvs. arbeidsavklaringspenger vs. ingen av ytelse, dagpenger vs. ingen av ytelse, arbeidsavklaringspenger vs. dagpenger, er signifikante på 5 % nivå. Resultatene av Wald-testene for de kombinerte alternativene viser at ingen kategori kan kombineres. Resultat på at ingen av tre utfall kan kombineres bekrefter at ytelsene som ligger back variablene, er ikke komplementære.

Estimering av den multinomiske logistiske modellen krever at alle utfallene er gjensidig utelukkende. Modellen forutsetter også at sannsynlighetsratene for å velge mellom to alternativ er uavhengig av de andre utfallene, uavhengighet fra irrelevante alternativer (heretter IIA), og kan testes med en Hausman-test.<sup>19</sup> Det finnes noen tester som benyttes etter estimering av en multinomisk logistisk regresjon. For den første, kan vi teste at alle koeffisienter som assosieres med de uavhengige variablene samtidig blir lik null, dvs. å teste at en variabel ikke har effekt. For det andre, er det mulig å teste om uavhengige variabler ligger mellom to utfall. Den type test brukes for å definere om to utfall kan kombineres. For det tredje, er det mulig å estimere antagelsen om IIA ved hjelp av Hausmann-testen<sup>20</sup> eller McFaddens LR-test (McFadden et. al. 1976). Testen ble forbedret av Small og Hsiao (1985). En ubehagelig finne om  $\tilde{H}$ -testen er at selv om den asymptotiske distribusjonen  $\chi^2$  og dens utfall derfor bør være strengt positive, gir teststatistikken noen ganger negative resultater. At negative verdier kan forekomme, og dette lenge var kjent problem. Hausman og McFadden (1984, p.1226) antyder at et negativt utfall av  $\tilde{H}$ -testen fortsatt kan tas som støtte for  $H_0$  hypotese. De fleste studier avviser ikke IIA når  $\tilde{H}$  er negativ, og Monte Carlo-studien av Cheng and Long (2007) fortsetter denne praksisen. (Wim Vijeverberg, 2011)

### 5.2.1 Litt om signifikansen

I modellen blir det analysert både signifikansen av koeffisientene til de uavhengige variablene og marginale effekter. Begge to har betydning for modellens robusthet. Det kan hende at en variabel har betydelige effekter i den opprinnelige multinomiske modellen, men at marginal effekt likevel ikke blir signifikant ut fra p-verdien. Årsaken til dette er at det er forskjellige hypoteser som er testes i begge tilfeller. Marginale effekter er ikke-lineære funksjoner av alle estimerte parametere og avhengige variabler. Signifikante estimerte parametere forutsetter derfor ikke at de marginale effektene også blir signifikante. Det er en misforståelse om at dersom en parameter er statistisk signifikant betyr dette at effekten eksisterer og omvendt. Statistisk signifikans betyr dikotomisering og baseres på en mengde av grader av usannsynlighet for utfallet under nullhypotesen.

<sup>19</sup> Flere tester har blitt foreslått for å teste IIA antagelsen. Hausman-McFadden-testen (1984) og Small-Hsiao-testen (1985) er blant mest brukt. Begge benytter en lik generell strategi: for hvert alternativ, sletter man personer som valgte det alternativet og omregner modellen for de gjenværende alternativene og deretter konstrueres en test som sammenligner de nye estimatene med de opprinnelige estimatene.

<sup>20</sup> Hausmann test bekrefter endogenitet, dvs om forklaringsvariable korrelerer med SE (standard error).

Et statistisk signifikant resultat betyr en kombinasjon av at effekten er stor nok i populasjonen sammen med at dataene har tilstrekkelig kvantitet og kvalitet med lav støy. Alle disse kombinasjonene viser at effektestimaterne har nok presisjon slik at vi er svært skeptiske til om den virkelige effektstørrelsen er null. Dermed viser p-verdien kun hvor stor effekten er, dvs. om estimatene ligger rimelig langt fra verdien 0. Den sier ingenting om hvorvidt det er ingen effekt etter modellestimeringen.

Ettersom modellen er bygget på tverrsnittsdata med mange variabler, vil alltid noen estimater ligge utenfor en p-verdi på 0,05. Derfor kan en sammenligning av både forventet sannsynlighet og beregnet koeffisient fra hele utvalget hjelpe til med å finne ut om de marginale effektene er realistiske, dvs. store eller små, i forhold til koeffisientene fra den opprinnelige multinomiske logistiske regresjonen. Dette synspunktet er delt av flere økonometrikere, et eksempel er Greene W. (Green 2008 s. 12) som anbefaler å se på inferensen av koeffisienter og ikke på inferensen av partielle effekter. Testing for statistisk signifikans av koeffisienter kan bidra til modellens spesifisering, dvs. om vi trenger å inkludere eller ekskludere noen kovariater. Ikke signifikante kovariater vil også påvirke den marginale effekten av alle andre kovariater. Å inkludere dem i modellen, samt å foreta forskjellige tester kan derfor vesentlig bidra til forbedring av modellens forklaringskraft som viser hvor godt modellen treffer.



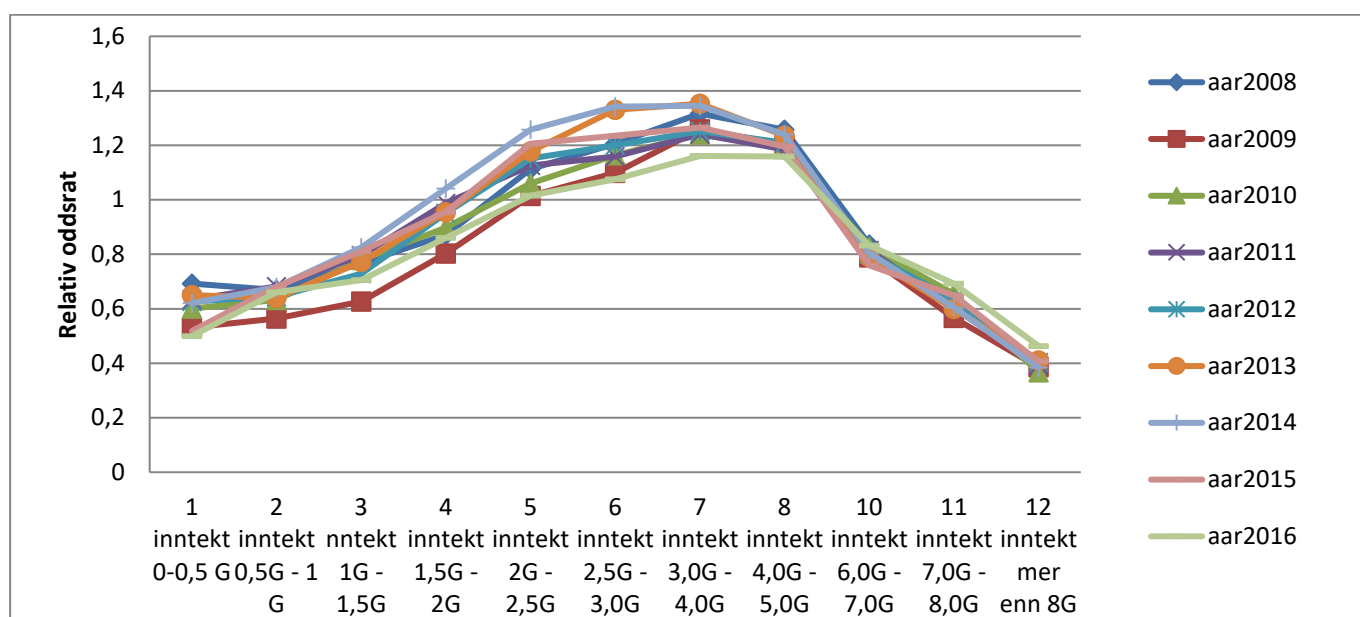
## 6 Resultater

Tabell A1 i appendiksen viser resultater fra analysemodell (estimer). Koeffisientene for inntektsvariablene mellom 0 og 1,5 G og fra 6 G og oppover i analysen, er negative og statistisk signifikante for alle årene fra 2008 til 2016 for arbeidsavklaringspenger og dagpenger. Inntektsintervall mellom 5 og 6 G er brukt som referansekategori ettersom denne inntekten anses som mest vanlig i Norge. Et unntak her gjelder kun for år 2016 for dagpenger da koeffisientene for den høyeste inntekten fra 7 G og mer har snudd seg fra det negative til det positive, men koeffisienten var fortsatt statistisk signifikant. Inntektsvariablene mellom 2,5 og 5 G for begge ytelsene er positive og statistiske signifikante. Inntektsvariablene mellom 1,5 og 2,5 G er positive og statistiske signifikante kun for dagpenger. Inntektsvariablene mellom 1,5 og 2,0 G for arbeidsavklaringspenger er ikke signifikante for år 2009 og i periode fra 2011 til 2015.

Grunnen til at inntektsvariablene mellom 1,5 og 3 G for enkelte år er ikke signifikante kan skyldes at risikoen for å bli mottaker av arbeidsavklaringspenger ligger på samme nivå som i referansekategori fra 5 til 6 G. Figur 12 bekrefter dette. Figuren viser lik utvikling i risikoen for å bli mottaker av arbeidsavklaringspenger i perioden fra 2008 til 2016 med basiskategori ingen av ytelsene. Den høyeste sannsynligheten for å bli mottaker av arbeidsavklaringspenger gjelder for inntektsgrensen mellom 3 og 4 G, og viser at oddsraten (som vi noe upresist omtaler som risikoen videre i teksten) for å komme på arbeidsavklaringspenger var 1,3448 ganger høyere enn i referansekategorien (inntekt mellom 5G og 6G) i 2013. Oddsraten kan endres og er ikke lik for alle årene, men toppen ligger alltid i inntektskategorien mellom 3 og 4 G som viser den høyeste sannsynligheten for arbeidsavklaringspenger. Lav inntekt kan skyldes både av lav utdanning og sykdomsbilde i forkant som hindrer folk i å jobbe og tjene mer.

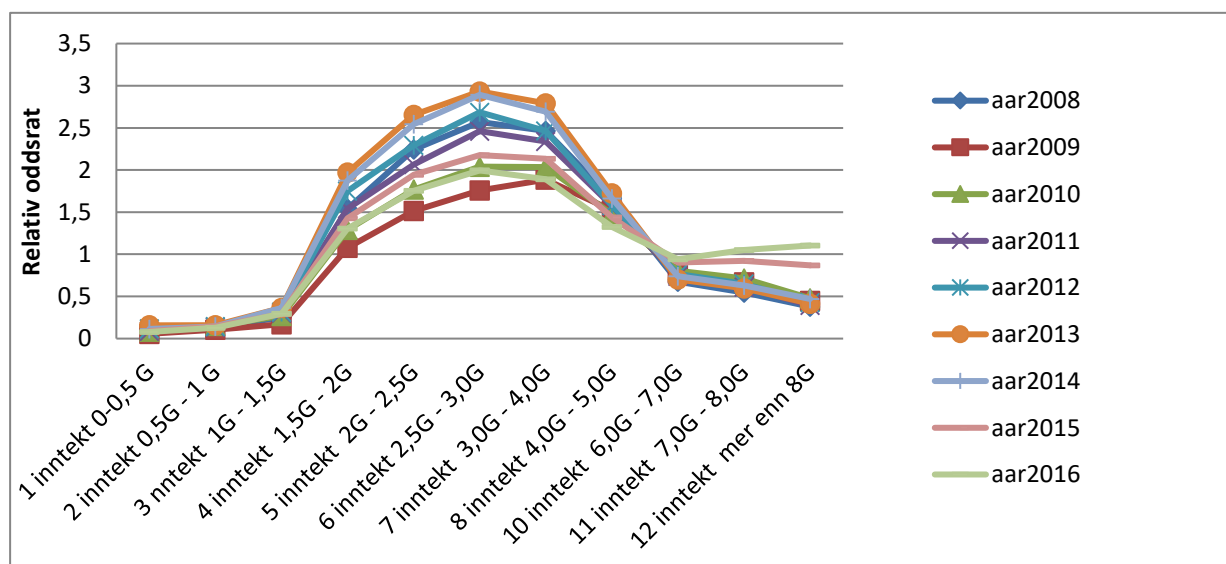
Relativ risiko for å bli mottaker av dagpenger er høyest for inntektsintervallet mellom 2,5 og 3 G i 2014 og viser at risikoen å komme på dagpenger var 2,93 ganger høyere for de med inntekten mellom 2,5 og 3 G sammenliknet med referansekategorien (inntekt mellom 5G og 6G) (Figur 13).

Figur 12. Oddsrat for arbeidsavklaringspenger for inntekt. År 2008-2016



Året før, i 2013 var sannsynligheten for å komme på dagpenger litt lavere, eller kun 2,89 ganger høyere for inntektsintervallet mellom 2,5 og 3 G. Utviklingen viser at relativ sannsynlighet for dagpenger uansett var høyest i inntektsintervallet mellom 2,5 og 3 G i nesten alle årene.

Figur 13. Oddsrat for mottak av dagpenger, etter inntektskategori. År 2008-2016.



Resultatene viser at sannsynlighetene varierer betydelig for den minste inntekten mellom 0 og 1,5 G (Tabell 3). Grunnen til dette er for lav risiko for å bli mottaker av dagpenger for individer med lav inntekt. Ikke minst skyldes dette at lovverket har en minimal inntektsgrense på 1,5 G i året før søknadstidspunktet for søkere av dagpenger, eller at man i de siste 3 årene

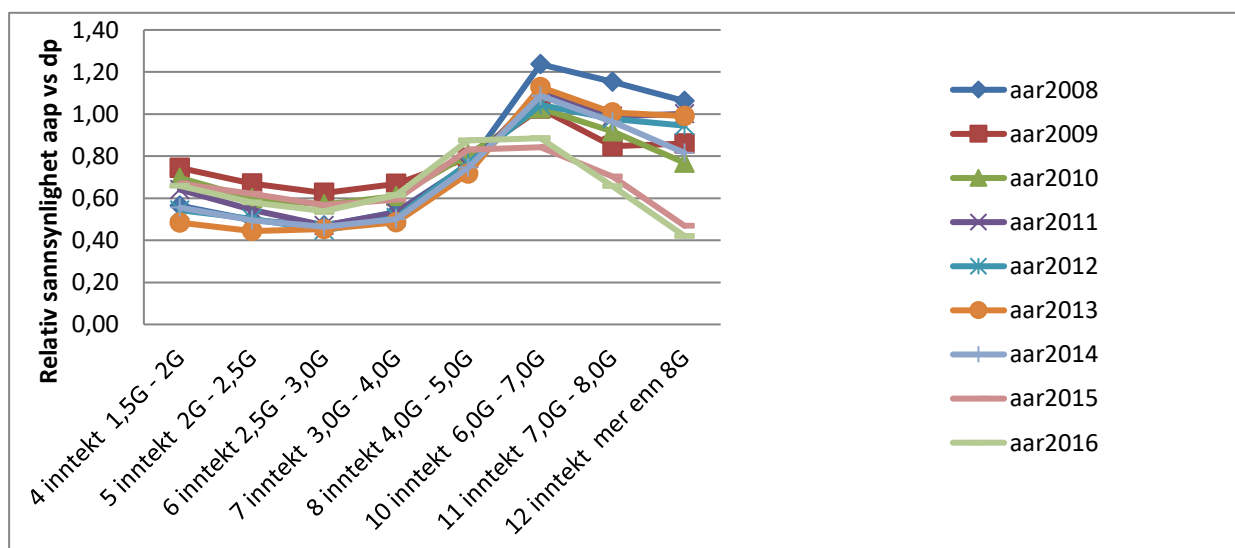
har hatt en samlet inntekt på 3G. Resultater fra tabell 3, oddsrat for arbeidsavklaringspenger viser klart forskjell for de som har inntektsgrunnlag mindre enn 1,5 G and over 1,5 G som bekrefter beregningene til Figur 1.

*Tabell 3. Oddsrat for arbeidsavklaringspenger per inntektsgruppen / oddsrat for dagpenger per inntektsgruppe. År 2008-2016*

	Oddsrate for AAP per inntektsgruppen / oddsrate for dagpenger per inntektsgruppe								
	aar2008	aar2009	aar2010	aar2011	aar2012	aar2013	aar2014	aar2015	aar2016
1 inntekt 0-0,5 G	6,88	9,38	7,14	7,37	5,28	4,13	5,43	5,76	6,35
2 inntekt 0,5G - 1 G	4,90	5,36	4,19	5,03	4,45	4,00	4,77	4,69	5,12
3 inntekt 1G - 1,5G	3,09	3,70	2,89	2,61	2,33	2,13	2,26	2,78	2,39
4 inntekt 1,5G - 2G	0,56	0,74	0,70	0,64	0,54	0,48	0,56	0,67	0,66
5 inntekt 2G - 2,5G	0,50	0,67	0,60	0,55	0,50	0,44	0,49	0,62	0,58
6 inntekt 2,5G - 3,0G	0,47	0,62	0,57	0,47	0,45	0,45	0,46	0,57	0,54
7 inntekt 3,0G - 4,0G	0,53	0,67	0,61	0,53	0,51	0,48	0,50	0,59	0,61
8 inntekt 4,0G - 5,0G	0,76	0,79	0,81	0,75	0,77	0,72	0,75	0,83	0,87
10 inntekt 6,0G - 7,0G	1,24	1,03	1,03	1,10	1,04	1,13	1,09	0,84	0,89
11 inntekt 7,0G - 8,0G	1,15	0,85	0,92	0,99	0,98	1,01	0,96	0,70	0,66
12 inntekt mer enn 8G	1,06	0,86	0,77	1,00	0,95	0,99	0,82	0,47	0,42

Figur 14 viser at i 2009 var sannsynligheten for å bli mottaker av arbeidsavklaringspenger relativt til dagpenger lav for inntektsintervallene mellom 1,5 og 5 G. I 2010 var sannsynligheten for å bli mottaker av arbeidsavklaringspenger relativt til dagpenger noe lavere enn i 2009, men fortsatt positiv.

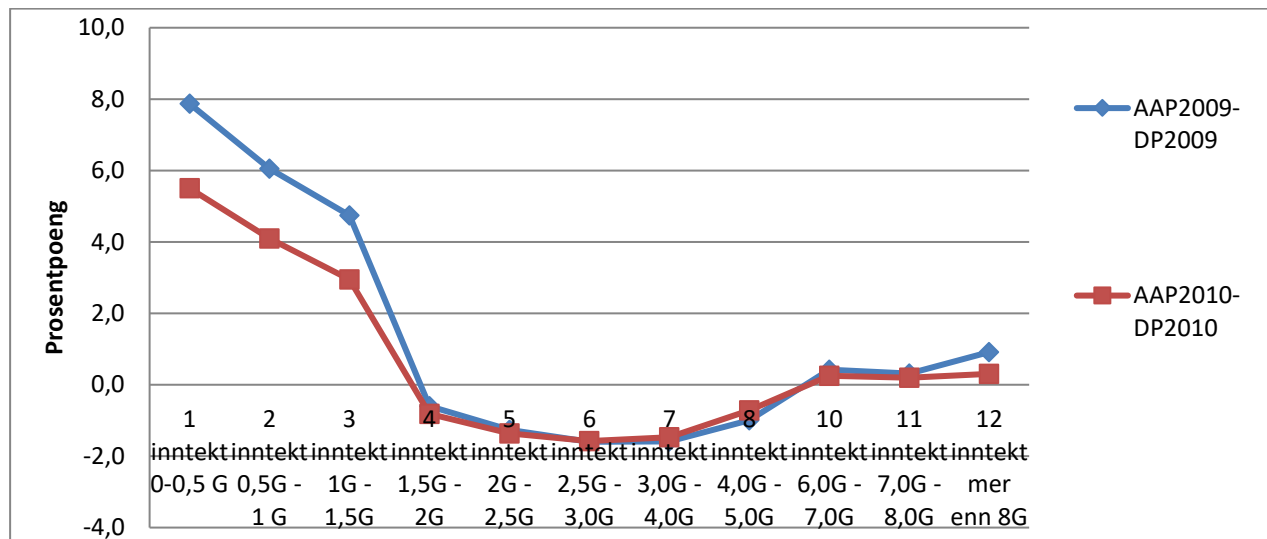
Figur 14. Oddsrate for å bli mottaker av arbeidsavklaringspenger relativt til oddsraten for å bli mottaker av dagpenger, per inntektsgruppe. År 2008-2016



Figur 15, som viser differansen i gjennomsnitt marginal effekt for å bli mottaker av arbeidsavklaringspenger og dagpenger kontrollert for inntekt, viser at gjennomsnitt marginal

effekt i 2009 var høyere for inntekter opp til 2-2,5 G enn i 2010. For inntektsintervallet mellom 2,5 og 3 G er marginal effekt for 2009 og 2010 omtrent lik.

Figur 15. Differansen i gjennomsnitt marginal effekt på arbeidsavklaringspenger og dagpenger. År 2009-2010



## 6.1 Marginale effekter

Gjennomsnittlige marginale effekter av inntekt for å bli mottaker av dagpenger er både positive og negative for ulike inntektsgrupper, men alle er statistisk signifikante, det vil si signifikant forskjellige fra i referansekategorien (inntekt mellom 5G og 6G). Statistisk signifikans viser at effekten er sterk på 5 prosent p-verdi. Den negative gjennomsnittlige marginal effekten for inntektsintervaller mellom 0 og 1,5 G og fra 6 G og oppover bekrefter at individer med minst eller høyest inntekt har lavere sannsynlighet for å bli mottakere av dagpenger enn i referansekategorien (Tabell 4).

Beregning av en marginal effekt baseres på derivatet av sannsynlighet av de som får

ytelse i forhold til den predikerte variabelen. La  $\pi_{ij} = \frac{e^{x_i' \beta_j}}{\sum_r e^{x_i' \beta_r}}$ , hvor  $\beta_j = 0$  for j-

referanseutfall. Ved å derivere mht k-th predikert variabel får jeg:

$$\frac{\partial \pi_{ij}}{\partial x_{ik}} = \pi_{ij}(\beta_{jk} - \sum_r \pi_{ir} \beta_{rk}) \quad , \text{ hvor } \beta_j = 0 \text{ for j-referanseutfall.}$$

Ettersom jeg beregner den marginale effekten for en diskrete variable (dummier for inntektsintervaller) benytter jeg  $\pi_{ij}(x_i=1) - \pi_{ij}(x_i=0)$ . Da endres sannsynligheter hvis man

bytter fra referanse intervallkategori til et «mål» intervall, mens alle andre variabler holdes konstant.

*Tabell 4. Marginal effekt per inntektsintervall. År 2008-2016*

Marginal effekt	aap 2008	dp 2008	aap 2009	dp 2009	aap 2010	dp 2010	aap 2011	dp 2011	aap 2012	dp 2012	aap 2013	dp 2013	aap 2014	dp 2014	aap 2015	dp 2015	aap 2016	dp 2016
0-0,5G	-0,4	-3,2*	-0,8	-8,7*	-0,6	-6,1*	-0,5	-5,3*	-0,5	-4,1*	-0,5	-3,7*	-0,5*	-4,6*	-0,8*	-6,0*	-0,8*	-6,5*
0,5-1G	-0,5	-2,8*	-0,7	-6,8*	-0,6*	-4,7*	-0,5	-4,3*	-0,5	-3,7*	-0,5	-3,6*	-0,4	-4,1*	-0,5	-4,8*	-0,5	-5,2*
1-1,5G	-0,3	-1,9*	-0,6	-5,4*	-0,3	-3,3*	-0,3	-2,6*	-0,4*	-2,2*	-0,3*	-2,0*	-0,2	-2,1*	-0,2	-3,1*	-0,4*	-3,1*
1,5-2G	-0,2*	0,6*	-0,4*	0,2*	-0,2*	0,6*	0,0*	0,9*	-0,1*	1,1*	-0,1*	1,3*	0,0	1,3*	-0,1*	0,9*	-0,2*	0,7*
2,0-2,5G	0,1*	1,1*	0,0	1,3*	0,1	1,4*	0,1	1,6*	0,2	1,6*	0,2	1,9*	0,3*	2,0*	0,2*	1,6*	0,0	1,4*
2,5-3,0G	0,2	1,3*	0,1	1,7*	0,2	1,8*	0,2*	1,9*	0,2	1,9*	0,3*	2,1*	0,3*	2,2*	0,3*	1,9*	0,1	1,8*
3,0-4,0G	0,4*	1,2*	0,3*	1,9*	0,3*	1,8*	0,3*	1,8*	0,3*	1,7*	0,3*	2,0*	0,4*	2,1*	0,3*	1,9*	0,2	1,6*
4,0-5,0G	0,3*	0,7*	0,3*	1,3*	0,3*	1,0*	0,2*	1,0*	0,2*	0,9*	0,2*	1,1*	0,3*	1,1*	0,2*	0,9*	0,2*	0,7*
6,0-7,0G	-0,2*	-0,5*	-0,4*	-0,8*	-0,3*	-0,5*	-0,3*	-0,6*	-0,3*	-0,5*	-0,3*	-0,7*	-0,3*	-0,6*	-0,4*	-0,2*	-0,2*	-0,1*
7,0-8,0G	-0,6*	-0,8*	-0,9*	-1,2*	-0,6*	-0,8*	-0,7*	-1,0*	-0,6*	-0,8*	-0,6*	-1,0*	-0,6*	-1,0*	-0,6*	-0,2	-0,5*	0,1*
mer enn 8G	-1,2*	-1,3*	-1,5*	-2,4*	-1,5*	-1,8*	-1,3*	-2,0*	-1,1*	-1,6*	-1,1*	-1,7*	-1,2*	-1,6*	-1,3*	-0,3	-1,0*	0,3*

\* Innenfor 5% signifikansnivå, tosidig test.

Tabell 4 viser at sannsynligheten for dagpenger i 2008 for minste inntektsintervall mellom 0 og 0,5 G i snitt er 3,2 prosentpoeng lavere enn for referansekategori inntekten mellom 5 og 6 G dersom andre kjennetegn, dvs. inntekt, andre inntektsintervaller fylke, kjønn, barn under 18 år, være registrert i arbeid, sivilstatus, alder, ha sykepengen eller ikke og yrke holdes konstant. Til 2016 sannsynligheten for dagpenger i samme inntektsintervallet har blitt enda mindre eller 6,5 prosentpoeng lavere med samme kjennetegn, dvs. fylke som bosted, kjønn, barn under 18 år, registrert i arbeid, sivilstatus, alder, være på sykepengen eller ikke og yrke. Årsaken til at effekten er lavest i dette intervallet, er at de fleste ikke vil rett til dagpenger når inntekten er så lav (det vil i så fall kreve at inntekten har vært over 3G i de siste 3 kalenderårene, til tross for lav inntekt det siste året). Gjennomsnitt marginal effekt for det mest vanlige inntektsintervallet for dagpenger, mottakere mellom 2,5 og 3 G, var positiv i 2008, eller 1,3 prosentpoeng, og økte til 1,8 prosentpoeng til 2016. Så, sannsynligheten for dagpenger var i gjennomsnitt 1,3 prosentpoeng høyere for individer som var i inntektsintervallet mellom 2,5 og 3 G med andre demografiske kjennetegn like. Til 2016 har sannsynligheten økt og blitt 1,8 prosentpoeng høyere for dagpenger for de i inntektsintervallet mellom 2,5 og 3 G.

Individer med høyest inntekt, dvs. fra 6 G og oppover må antas å ha relativ god helse basert på høyt inntektsnivå. Derfor kan vi anta at de er mindre utsatt for arbeidsledighet og at

kan omstille seg raskere enn andre når de mister jobben. Derimot viser den negative effekten for å bli mottaker av dagpenger for individer med inntekten mellom 0 og 1,5 G, at denne gruppa mest sannsynlig heller vil søke hjelp fra andre kilder enn dagpenger dersom de mister arbeidet. Grunnen til dette er at de fleste i denne kategorien vil ha inntekt som er lavere enn inntektsgrensen (min 1,5 G) for å få rett til dagpenger (som nevnt vil noen likevel kunne ha rett til dagpenger utfra samlet inntekt i de siste 3 årene). Ved arbeidstap er det mest naturlig å søke på dagpenger for individer med inntekt som ligger mellom 1,5 og 5 G dersom de ikke har fått redusert arbeidsevnen sin med minst 50 % som følge av sykdom, og dermed også vil kvalifisere for arbeidsavklaringspenger.

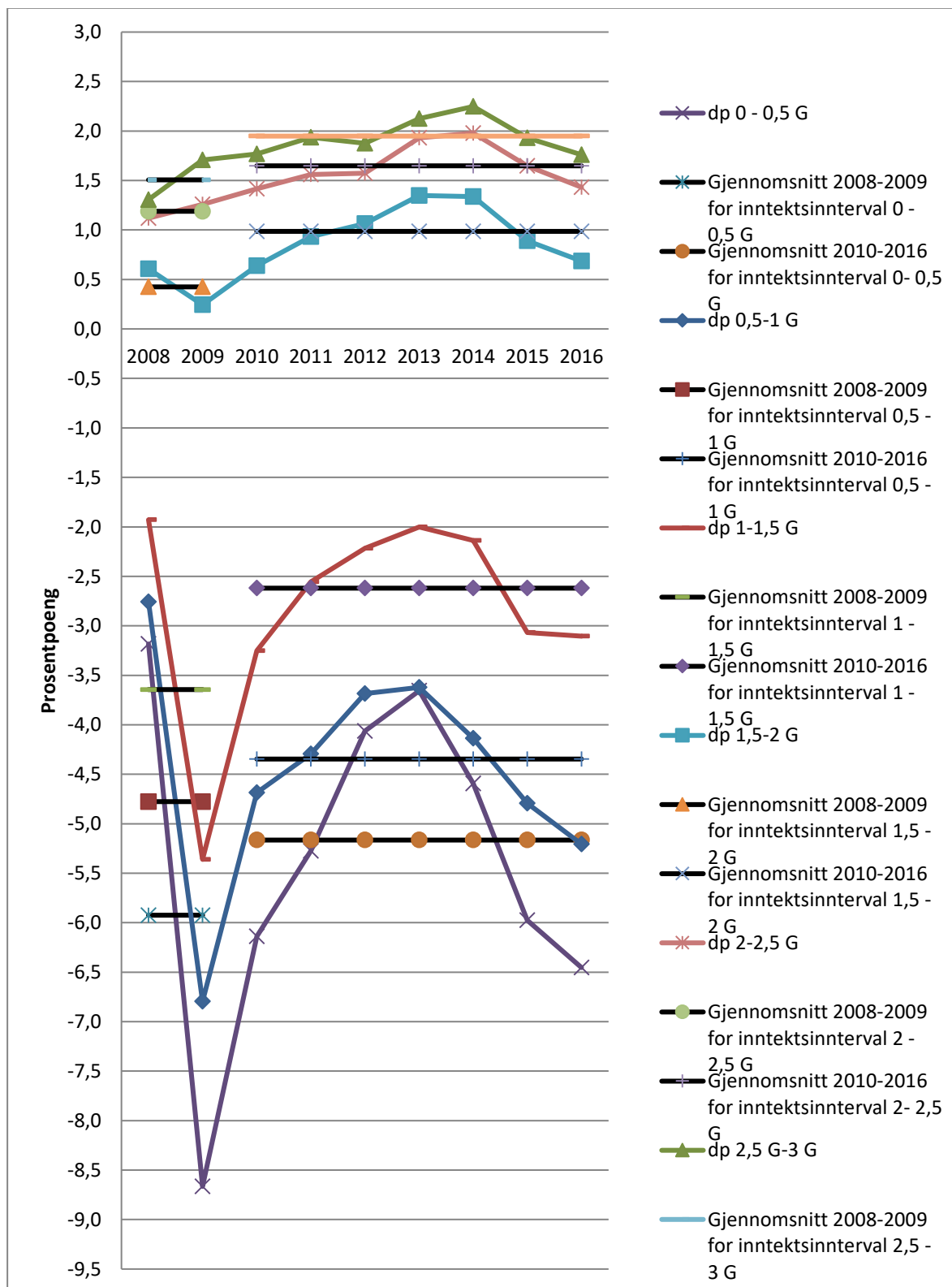
Videre har jeg undersøkt nærmere effekten for dagpenger for de laveste inntektsintervallene, mellom 0 og 3 G, for perioden fra 2008 til 2016. Figuren viser at gjennomsnittlig marginal effekt for dagpenger er positiv for inntektsintervallene mellom 1,5 og 3 G. Den minste gjennomsnittlige marginale effekten for dagpenger gjelder for inntekt mellom 1,5 og 2 G og øker gradvis videre. Altså, sannsynligheten for dagpenger i 2008 for inntekt mellom 1,5 og 2 G var i snitt 0,6 prosentpoeng høyere enn for andre inntektsintervall. Dermed har gjennomsnittlig marginal effekt, etter fall i 2009 til 0,2 prosentpoeng, økt igjen til 0,6 prosentpoeng til 2010 og videre oppover til 2013 og deretter igjen nedover. Gjennomsnittlig marginal effekt for inntektsintervallene mellom 0 og 1,5 G var negativ. Likevel viser trendlinjen i figuren at etter 2009 har effektene som gjelder sannsynligheten for dagpenger for alle inntektsintervall mellom 0 og 3 G, økt.

De gjennomsnitte marginale effektene av inntekt på arbeidsavklaringspenger er både positive og negative sammenlignet med referansekategorien (inntekt mellom 5G og 6G), men ikke alle forskjellene er statistiske signifikante. De marginale effektene i inntektsintervallene mellom 0 og 1,5 på arbeidsavklaringspenger er ikke statistiske signifikante, samt er negative som viser en svak negativ effekt eller sannsynlighet for arbeidsavklaringspenger for individer med de laveste inntektene, sammenlignet med referansekategorien.

Figur 16 viser at de gjennomsnitte marginale effektene for arbeidsavklaringspenger er positive for inntekt mellom 2 og 3 G og negative for inntekten mellom 0 og 2 G. Altså, sannsynligheten for arbeidsavklaringspenger for individer med inntektsgrunnlag mellom 2 og 2,5 G var 0,1 prosentpoeng høyere i 2008 enn for referansekategori inntekt mellom 5 og 6 G når alle andre kjennetegn holdes konstant. Deretter i 2009 falt den ned til 0 prosentpoeng og

etterpå økt igjen. Figuren viser at jo høyere inntekten, jo høyere sannsynlighet blir for arbeidsavklaringspenger for inntektsnivå mellom 0 og 3 G.

Figur 16. Gjennomsnitt marginal effekt av inntekt mellom 0 og 3 G på dagpenger. År 2008-2016



Figur 16 viser at fra 2008 til 2009 var de gjennomsnittlige marginale effektene for de to laveste inntektsintervallene mellom 0 og 1 G negative, men at de var plassert omtrent på samme nivå. Dettetyder på at sannsynligheten for å få arbeidsavklaringspenger for individer med ingen inntekt og fram til 1 G var omtrent like mye lavere enn i referansekategorien for begge disse intervallene. Etter 2009, da sannsynlighetene for arbeidsavklaringspenger var på sitt laveste, økte de i 2010. I tillegg økte de videre fram til ca. 2013-2014. har sannsynligheten for arbeidsavklaringspenger blitt lavere for alle inntektsintervallene mellom 0 og 3 G. I 2013 har sannsynligheten for arbeidsavklaringspenger for individer med minsteinntekt fra 0 til 0,5 G blitt høyere enn for individer med den nest høyeste inntekten, fra 0,5 G til 1 G. I 2013 hadde individer med den laveste inntekten, fra 0 til 0,5 G, 0,5 prosentpoeng lavere sannsynlighet for arbeidsavklaringspenger enn individer med inntekt som i referansekategorien. For samme periode hadde individer i den nest laveste inntektskategorien, fra 0,5 til 1 G, omtrent samme 0,5 prosentpoeng lavere sjanse for arbeidsavklaringspenger enn blant personer med inntekt i referansekategorien.

Sannsynligheten for arbeidsavklaringspenger i perioden mellom 2008 og 2016 var stort sett preget av nedgangskonjunktur forårsaket av finanskrisen i 2008 og deretter oljekrisen i 2014–2015. Nedgangskonjunktur er syklisk og varer omtrent 5 års periode. Tabell fra SSB for arbeidsledige fra 2007 til 2018 (Tabell 5) viser at i 2008 har ledighetsnivå i Norge ligget på 2,7 prosent. I 2010 har den økt til 3,8 prosent.

*Tabell 5. Personer i alder 15-74 år etter arbeidsstyrkestatus, kjønn, alder og år*

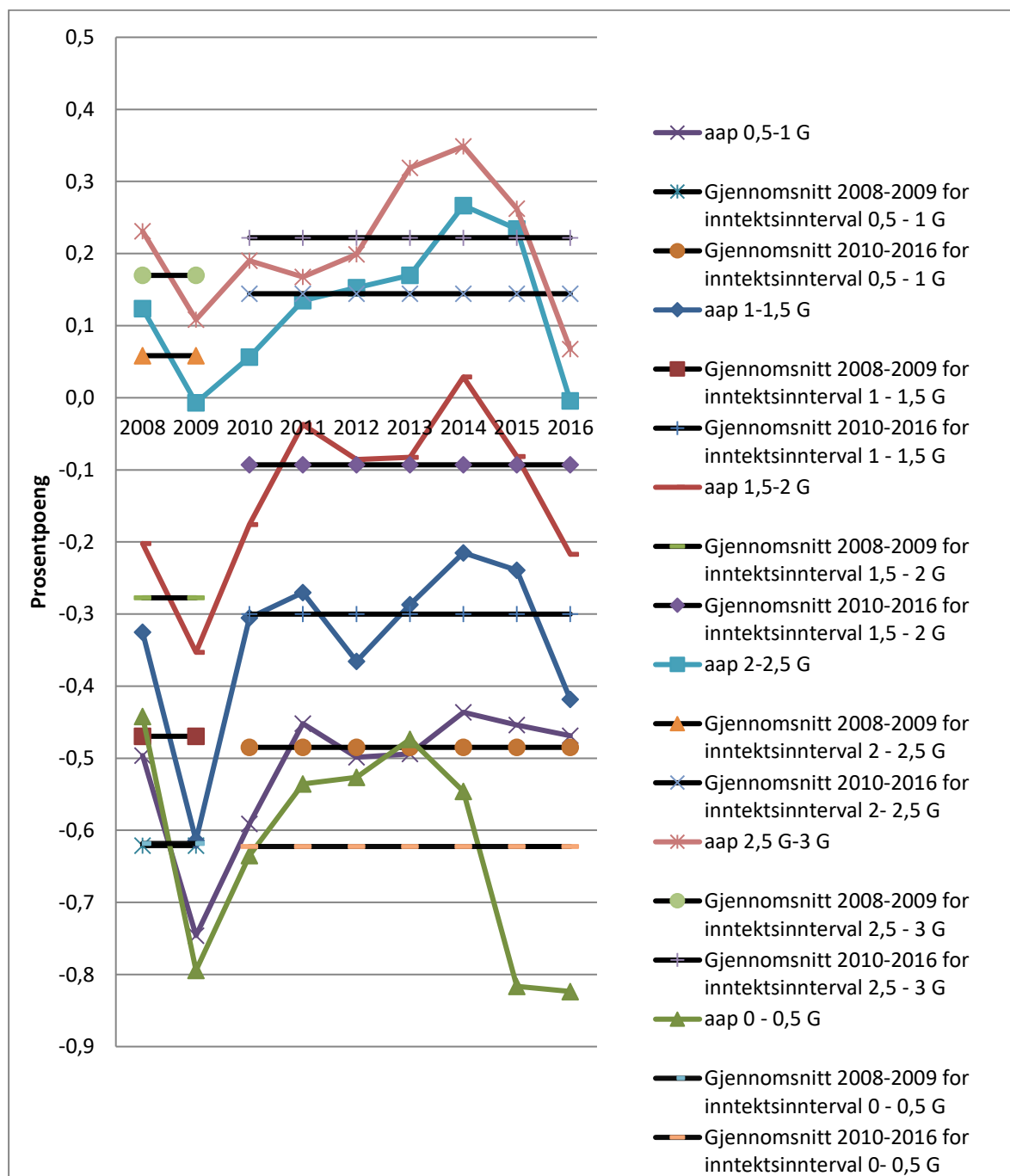
		2007	2008	2009	2010	2012 <sup>1</sup>	2012	2013	2014	2015	2016
Arbeids-	Begge	2,5	2,7	3,3	3,8	3,4	3,3	3,8	3,6	4,5	4,7
ledige	kjønn										

*Kilde:* SSB. Statistikkbanken.

I 2010, da den første nedgangskonjunktoren har nådd sin bunn, var ledigheten igjen på den høye 3,8 prosent nivå. Deretter, til 2014 var en liten oppgang som etterpå har snudd til neste 5 års konjunktursyklus forårsaket av oljekrise. Ledighetstall på 4,7 prosent for 2016 viser at den største omstillingen i oljeindustri har kommet akkurat i dette året.



Figur 17. Gjennomsnitt marginal effekt av inntekt mellom 0 og 3 G for arbeidsavklaringspenger. År 2008-2016



Dette kan være en av grunnene til at sannsynligheten for arbeidsavklaringspenger økte for gruppa med lavest inntektsnivå som trolig har brukt denne ytelsen som forsikringsmekanisme ved lavkonjunktur. Denne inntektsgruppa kan potensielt inkludere de yngste mottakerne mellom 17 og 25 år, som ikke har noen opptjent inntekt og ved særskilte vilkår kunne få arbeidsavklaringspenger. Analysen videre skal vise om denne påstanden stemmer.

Figur 17 viser at mottakere med inntektsgrunnlag fra 2,5 til 3 G har høyest sannsynlighet for å komme på arbeidsavklaringspenger blant de med inntektsgrunnlag mellom 0 og 3 G. I 2016 var sannsynligheten for å få arbeidsavklaringspenger lavere men fortsatt positiv, for individer med inntekt mellom 2,5 og 3 G enn i 2008.

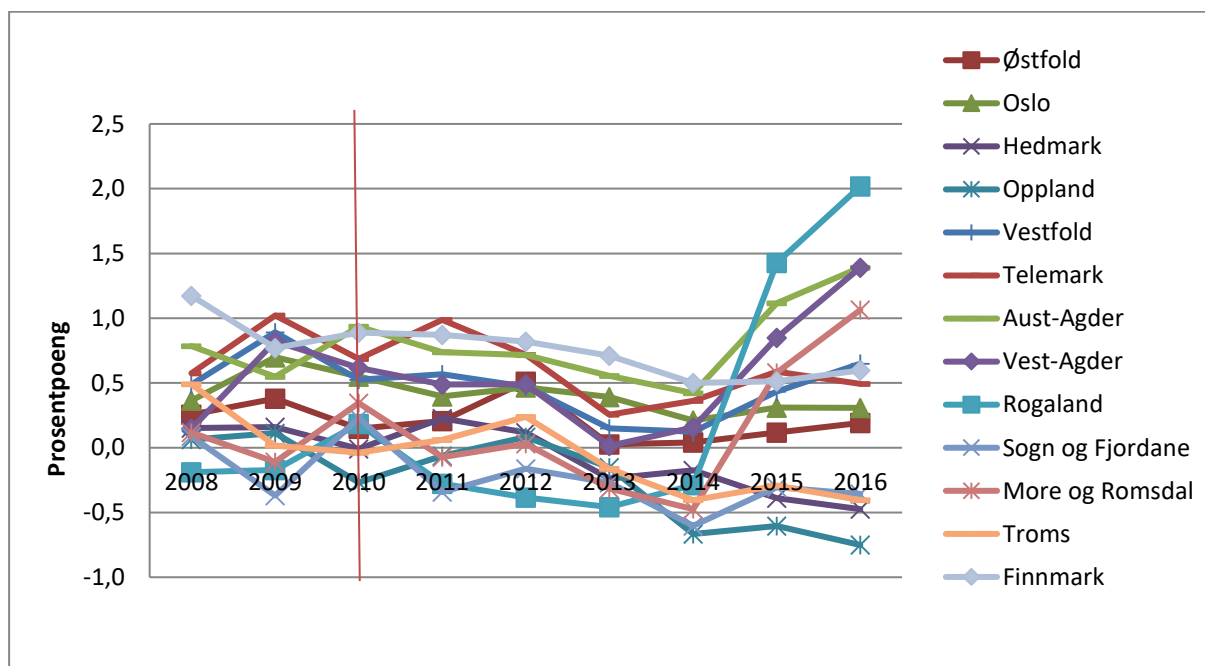
De gjennomsnittlige marginale effektene for alle inntektsintervallene mellom 0 og 3 G viser en klar oppgang etter reformen i 2010, dvs. sannsynligheten for å bli mottaker av arbeidsavklaringspenger har økt fra 2009 til 2010. Året før har sjansen for samme ytelsen basert kun på inntektsgrunnlag, var mindre. I tillegg skjedde regelendringen fra 01. mars 2010 og tallene for første 3 mnd. kan derfor reflektere gamle regler. Dermed er det interessant å sjekke om oppgangen skyldes effekten av regelendringen eller de andre eksterne faktorene.

Koeffisienter som gjelder sannsynligheten i hvert fylke for å bli mottaker av arbeidsavklaringspenger og dagpenger har variert mye. Akershus fylke har blitt valgt som referansekategori. Koeffisientene for Oslo for valg av arbeidsavklaringspenger er statistisk signifikante kun for år 2009 og 2011. Det betyr her at Oslo i liten grad avviker fra referansefylket, Akershus. Koeffisientene som gjelder sannsynligheten for dagpenger er statistiske signifikante for alle årene. Gjennomsnitt marginal effekt av fylker på arbeidsavklaringspenger er både signifikante og ikke signifikante. Den er ikke signifikant for årene 2008, 2010, 2012 og 2015, men signifikant for 2009, 2011, 2013, 2014 og 2016. Gjennomsnitt marginal effekt av å bo i Oslo på sannsynligheten for å bli mottaker av dagpenger er signifikant positiv for alle årene. Det betyr at risikoen for å bli arbeidsledig og komme inn på dagpenger er høyere i Oslo enn i referansefylket Akershus. Resultatene viser at effekten av å bo i Oslo for arbeidsavklaringspenger var negativ i 2009 og sannsynligheten var 0,1 prosentpoeng lavere enn i referansefylke. I 2010 ble effekten positiv og sannsynligheten omtrent lik 0 prosentpoeng for hele periode unntatt 2011, da sannsynligheten ble noe høyere, dvs. 0,1 prosentpoeng sammenliknet med referansefylket. Derfor effekten av Oslo fylke var sterkere på dagpenger enn på arbeidsavklaringspenger.

Figur 18 viser at sannsynlighet for dagpenger for Finnmark var høyest i 2008 og var 1,2 prosentpoeng høyere enn i referansefylket Akershus ved alle andre kjennetegn konstant. I 2009 og 2011 gjaldt den største sannsynligheten for å bli mottaker av dagpenger i Telemark og var 1 prosentpoeng høyere enn i referansefylket Akershus. Fra og med 2015 var den

høyeste sannsynligheten for å bli mottaker av dagpenger i Aust-Agder og Rogaland.<sup>21</sup> Faktisk hadde Rogaland, et fylke som alltid har vært kjent for høy sysselsetting, den laveste sannsynligheten for dagpenger fram til 2014. Derimot er Aust-Agder kjent for et relativt høyt arbeidsledighetsnivå og lav sysselsetting. Dermed er det ikke overraskende at etter oljekrisen har sannsynligheten for dagpenger økt akkurat i dette fylket. Den laveste sannsynligheten for dagpenger i perioden 2008-2016 har vært i Sogn og Fjordane. Fra 2014, etter oljekrisen, var den laveste sannsynligheten for dagpenger i Oppland.

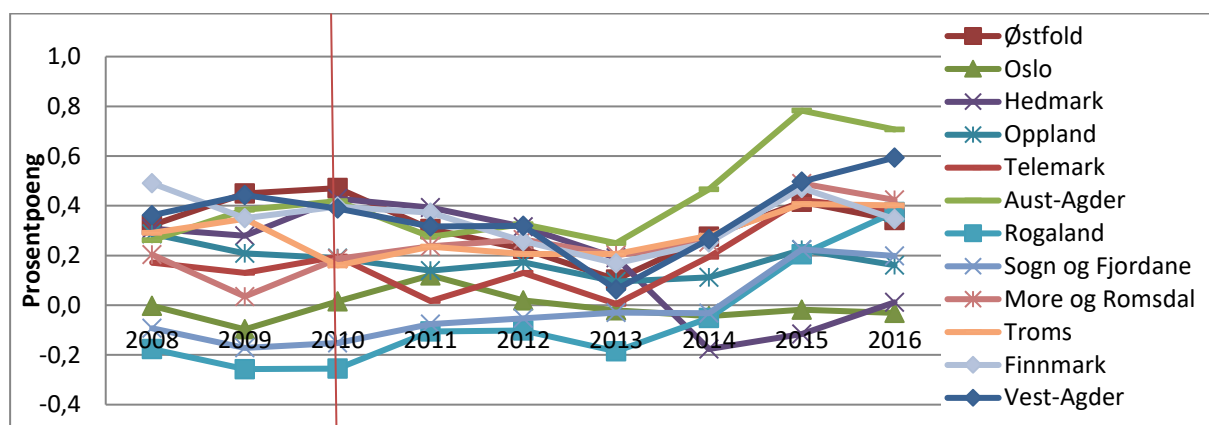
Figur 18. Gjennomsnitt marginal effekt av fylker på dagpenger. År 2008-2016



Den laveste negativ gjennomsnittlige marginale effekten på arbeidsavklaringspenger var i Rogaland fram til 2014 (Figur 19). Sogn og Fjordane fulgte deretter. Den høyeste sannsynligheten for arbeidsavklaringspenger i 2008 var igjen i Finnmark, eller 0,5 prosentpoeng høyere enn i referansefylket Akershus når andre kjennetegn holdes konstant. I 2011 har Hedmark vist den høyeste sannsynligheten, på 0,4 prosentpoeng over referansefylket. Fra 2014 hadde Aust-Agder den høyeste sannsynligheten for arbeidsavklaringspenger eller 0,7 prosentpoeng høyere enn i referansefylket Akershus med andre kjennetegn likt (Figur 19).

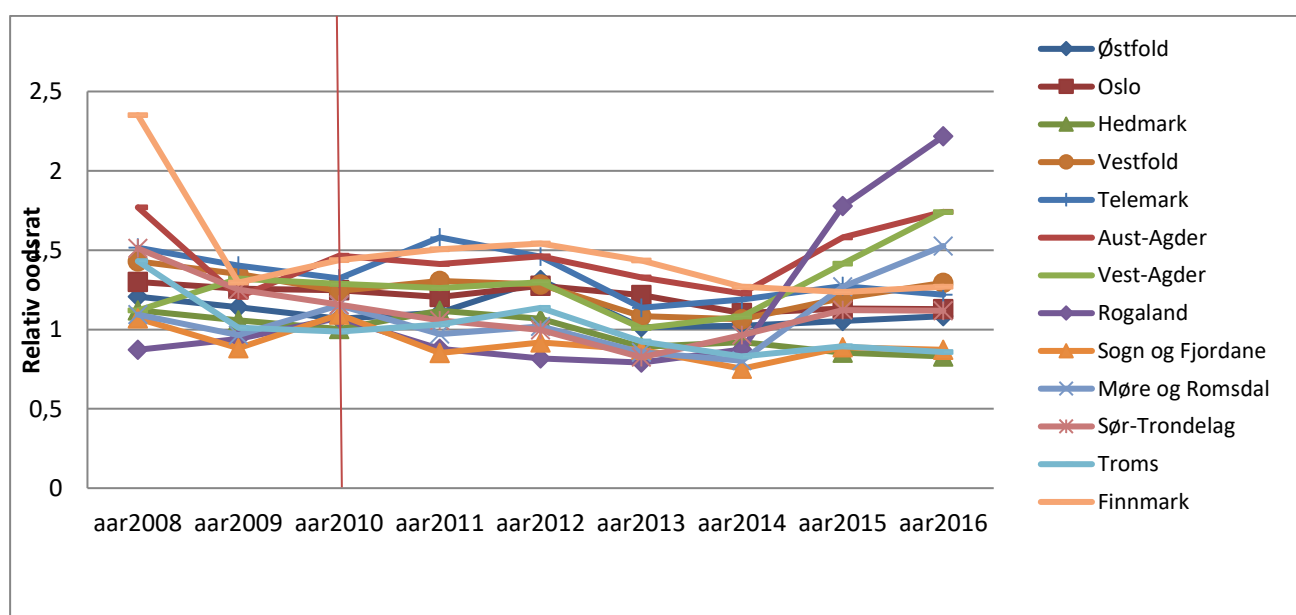
<sup>21</sup> Oljekrisen rammet spesielt Rogaland, men også Agder-fylkene, Rogaland, Hordaland og Møre og Romsdal. Se Nav rapporten: NAV(2018) <https://www.nav.no/no/NAV+og+samfunn/Kunnskap/Analyser+fra+NAV/Arbeid+og+velferd/Arbeid+og+velferd/utviklingen-p%C3%A5-arbeidsmarkedet>

Figur 19. Gjennomsnitt marginal effekt av fylker på arbeidsavklaringspenger. År 2008-2016

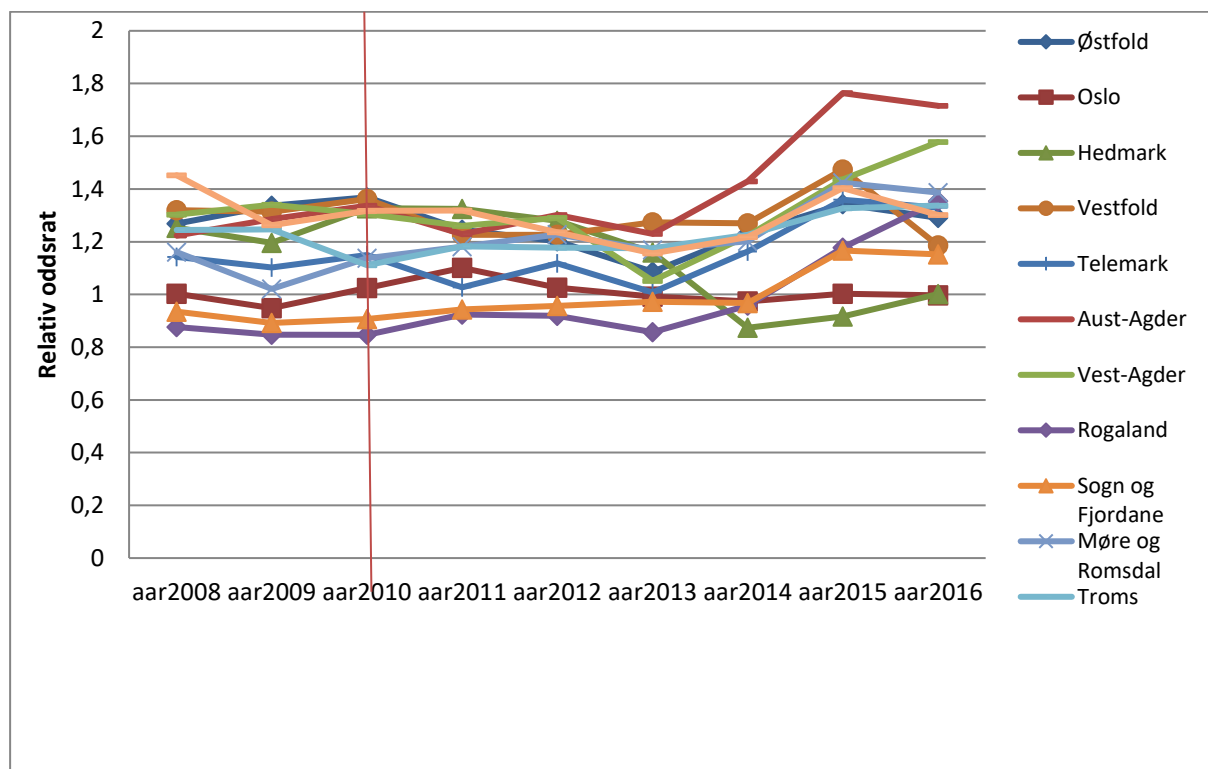


I april 2013 implementerte NAV Hedmark tiltak som førte til en betydelig reduksjon av sykefraværet. Hedmarksmodellen ble etter hvert innført i nesten hele landet i 2015. Aktivitetskravet har innebåret at den sykmeldte måtte være delvis i jobb dersom ikke sykdom eller arbeidsplassforhold er til hinder for det. Modellen skulle prøves ut i tre fylker – Aust-Agder, Buskerud og Rogaland i perioden fra 01 sept. 2015 til 31. aug. 2016, men nesten alle fylker innførte viktige elementer av modellen omtrent på samme tid som de tre forsøksfylkene. Hedmarksmodellen førte også til færre mottakere av arbeidsavklaringspenger på 38 prosent ved betydelig reduksjon av sykefravær og grundigere vurdering av lovens vilkår for arbeidsavklaringspenger. (Kann, Lima, 2015). Figur 20 og Figur 21 viser oddrater for mottak av dagpenger og arbeidsavklaringspenger henholdsvis, etter fylke.

Figur 20. Oddsrater for mottak av dagpenger, etter inntektskategori. År 2008-2016



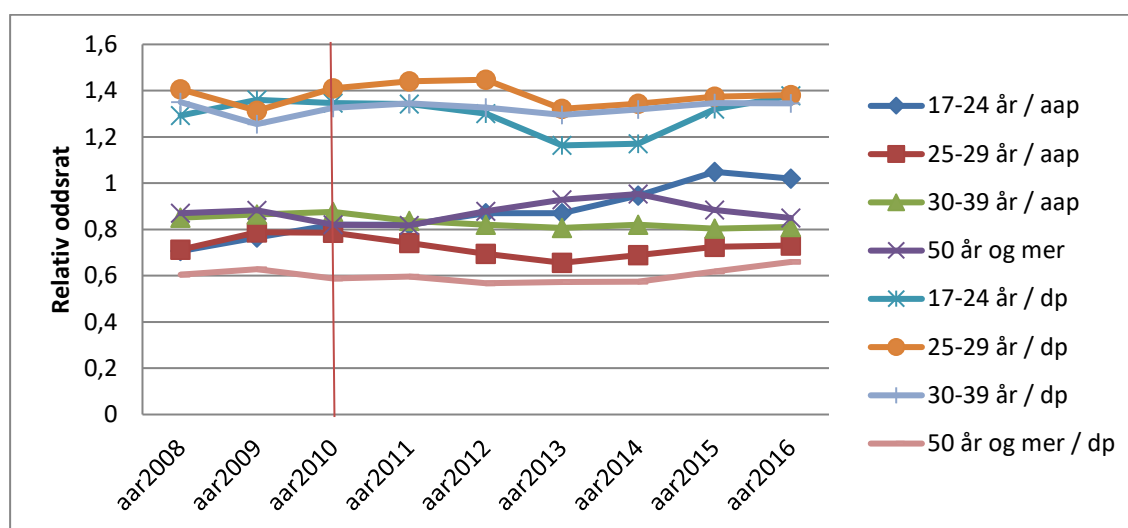
Figur 21. Oddsrat for mottak av arbeidsavklaringspenger, etter fylke. År 2008-2016



Koeffisientene som kontrollerer for alder er stort sett statistiske signifikante, unntatt koeffisienten for aldersgruppa 17-24 for arbeidsavklaringspenger for 2016 som ikke er statistisk signifikant. Gjennomsnitt marginal effekt av aldersvariablene er også stort sett statistisk signifikant for begge ytelsene som tyder på at effekten er sterk. Aldersvariablene har blitt delt inn i fire kategorier med aldersgruppen 40-49 år som referansekategori. Gjennomsnitt marginal effekt i alderskategorien 50 år og over på arbeidsavklaringspenger for 2009, 2013 og 2014 var ikke statistisk signifikant som indirekte tyder på at denne aldersgruppen har ganske lik sannsynlighet for å bli mottaker av arbeidsavklaringspenger som i referansekategorien 40-49 år (Figur 22). For dagpenger er derimot effektene i alderskategorien 50 år og over signifikant forskjellig fra referansekategorien i alle årene. Ettersom den gruppa er nokså sammensatt kan den svake effekten for arbeidsavklaringspenger for denne aldersgruppen forklares av en stor aldersvariasjon innenfor gruppen.

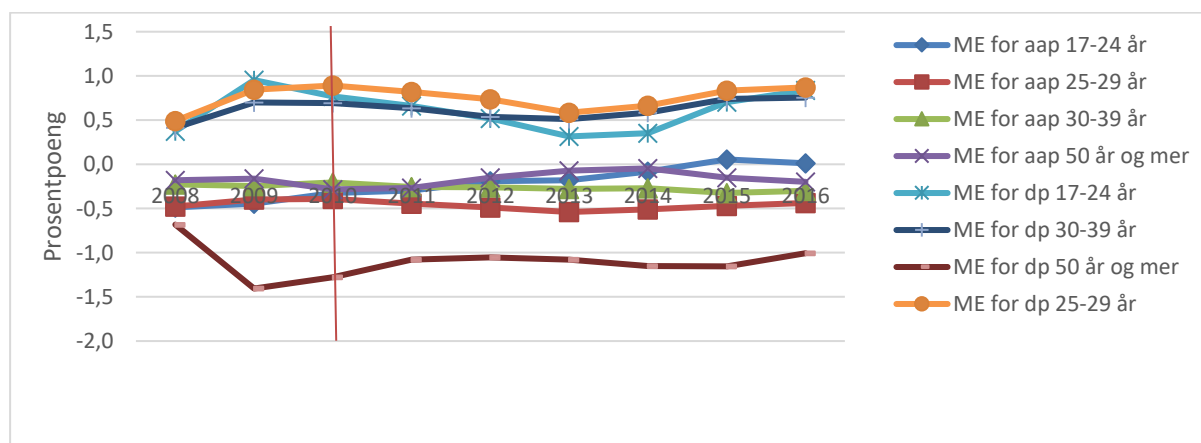
Gjennomsnittlig marginal effekt av alder på arbeidsavklaringspenger var negativ, men positiv på dagpenger (Figur 23). Det betyr at sannsynligheten for å bli mottaker av arbeidsavklaringspenger var høyest i referansekategorien 40-49 år, og lavere i alle øvrige aldersgrupper.

Figur 22. Oddsrat for mottak av arbeidsavklaringspenger og dagpenger, etter alder. År 2008-2016



Et unntak her var kun marginal effekt av individer fra den eldste aldersgruppen 50 år og over på dagpenger som faktisk var negativ. Figuren viser at sannsynligheten for dagpenger for alle aldersgruppene, unntatt den eldste 50 år og over, har økt fra 2008 til 2009 henholdsvis fra 0,4 prosentpoeng for den yngste aldersgruppa 17-24 år og 30-39 år og 0,5 prosentpoeng for den nest eldste aldersgruppa 25-30 år til 0,7 prosentpoeng i 2009 for individer mellom 30-39 år, deretter 0,8 prosentpoeng for individer mellom 25-29 år og 1 prosentpoeng for de unge mellom 17-24 år. Deretter var økningen kun for sannsynligheten for dagpenger for individer mellom 25-29 år som har økt fra 0,8 til 0,9 prosentpoeng til 2010. Etter 2009 har sannsynligheten for dagpenger for den yngste aldersgruppa mellom 17-24 år falt fra 1 prosentpoeng i 2009 til 0,3 prosentpoeng i 2013. Sannsynligheten for dagpenger for den eldste aldersgruppa 50 år og mer var alltid lavere enn i referansekategorien, men har også økt noe etter 2009.

Figur 23. Gjennomsnitt marginal effekt av alder på arbeidsavklaringspenger og dagpenger. År 2008-2016



Sannsynligheten for arbeidsavklaringspenger har gradvis økt for den yngste aldersgruppa mellom 17-24 år. I 2008 var sannsynligheten for arbeidsavklaringspenger for den yngste aldersgruppa 0,5 prosentpoeng mindre enn for referansekategorien 40–49 år med andre kjennetegn (de øvrige variablene) holdt konstant. Effekten økte deretter til positive 0,1 prosentpoeng i 2015 og deretter ned til omtrent 0 prosentpoeng. Effekten for å bli mottakere av arbeidsavklaringspenger for den nest eldste aldersgruppa mellom 25-29 år var negativ, eller 0,4 prosentpoeng mindre enn i referansekategorien og fortsatt var på samme nivå fram til 2010, før effekten falt ytterligere.

Effekten av alder på arbeidsavklaringspenger etter 2009 har økt og sannsynligheten har økt for de som var mellom 17 og 24 år og 30-39 år sammenliknet med referansekategorien. Mot slutten av perioden ble derfor den typiske mottakeren av arbeidsavklaringspenger en ung person mellom 17-24 år. Til sammenlikning har de andre aldersgruppene lavere sannsynlighet for å bli mottaker av arbeidsavklaringspenger enn i referansekategorien.

Variabler som svarer for sykepenger, måler effekt av sykepenger på sannsynlighet å få arbeidsavklaringspenger eller dagpenger og er viktig for å svare på spørsmål om påvirkning av økonomiske insentiver. Empiriske studier både fra Norge og andre land viser at økonomiske insentiver i offentlige trygdeordninger virker både på arbeidstakere og arbeidsgivere. Store ytelsene og lav selvfinansiering gir mindre insentiver til å motvirke sykefravær og i viss grad fører til at de helserelaterte ytelsene kan bli brukt som substitutt for arbeidsledighetstrygd. I tillegg viser en del av forskningsresultater fra land som har opplevd reformer målt for å redusere sykefravær at innstramminger og strengere kontroll virker, men samtidig fører marginale arbeidstakere med begrenset kompetanse og mindre helseplager over på andre midlertidige trygdeordninger og ut av arbeidsstyrken. (Grasdal, 2-2016).

Koeffisientene som svarer for valg av sykepenger relativ arbeidsavklaringspenger og dagpenger, er statistiske signifikante for hele perioden. De gjennomsnittlige marginale effektene for å bli mottaker av dagpenger er kun statistiske signifikante på 5 % for 2012 til 2013. For andre årene er gjennomsnittlige marginale effektene av dagpenger ikke signifikante og dermed har mindre effekt for å bli mottaker av dagpenger sammenliknet med 2012 og 2013. Effektene som svarer både for dagpenger og arbeidsavklaringspenger, er positive som viser positiv sannsynligheten av sykepenger på begge ytelsene (Figur 24).

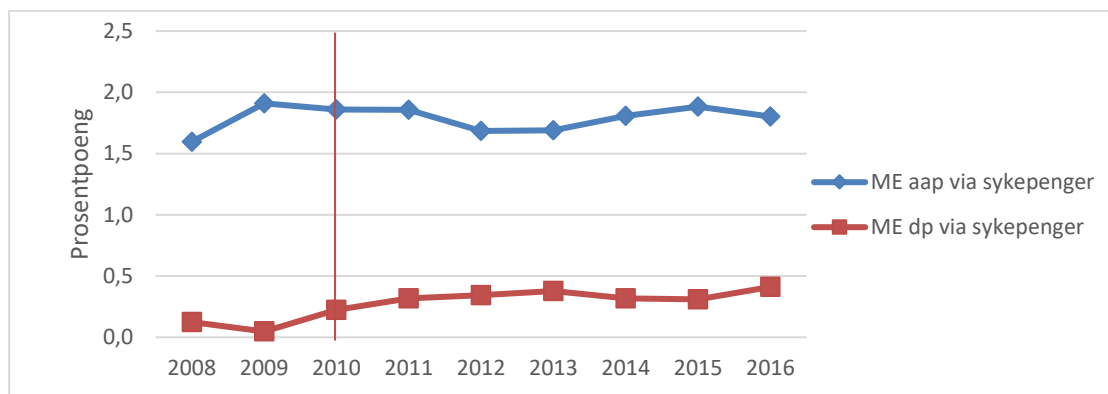
Derimot, er de gjennomsnittlige marginale effektene for å bli mottaker av arbeidsavklaringspenger positive statistiske signifikante på 5 % nivå for alle årene i samme periode. Alle koeffisientene for sykepenger i analysen var signifikante. Det at koeffisientene av sykepenger for hele perioden som svarer for valg av begge ytelse er signifikante tyder på at til tross for at vi i liten grad finner signifikante marginale effektene av å ha mottatt sykepenger på sannsynligheten for å motta dagpenger, finnes det fremdeles effekter av å ha mottatt sykepenger på sannsynligheten for å motta dagpenger, men effekten er sterkere i 2012 og 2013.

Sammenliknet med effekten på arbeidsavklaringspenger som er nokså sterk, er effekten på dagpenger mye svakere, men fortsatt positiv. Effektene for dagpenger har gradvis økt fra 2009 som tyder på at individene som hadde mottatt sykepenger, oftere ble mottakere av dagpenger sammenliknet med tidligere perioden, men effekten var uansett større for sannsynlighet på arbeidsavklaringspenger. Effektenes volatilitet var avhengig i store grad av arbeidskonjunktur og oppgang skjedde i perioden fra 2008 til 2010 da arbeidsledigheten økte som resultat av finanskrisen. Signifikante marginale effekter av sykepenger på arbeidsavklaringspenger bekrefter at sykepenger oftest er inngangsporten til arbeidsavklaringspenger. NAVs analyse viser at stadig færre de nye mottakerne kommer fra sykepenger og andelen stadig går ned, fra 74 prosent i 2008 til 63 prosent i 2016. Innføring av arbeidsavklaringspenger har ført til oppmjuking av inngangsvilkårer ved å ha mulighet for å motta ytelse bl.a. ved å gå rett inn på arbeidsavklaringspenger uten karenstid. (Kann, Jun Yin, Kristoffersen, Arbeid og velferd nr.2-2016).

Figuren 24 viser at sannsynligheten av arbeidsavklaringspenger var i snitt 1,6 prosentpoeng høyere i 2008 for personer som har mottatt sykepenger sammenliknet med referansekategori for de som ikke har mottatt sykepenger, ceteris paribus. Til 2016 har sannsynligheten av arbeidsavklaringspenger økt til 1,8 prosentpoeng. Den predikerte sannsynligheten av å ha mottatt sykepenger på å bli mottaker av dagpenger var kun 0,1 prosentpoeng høyere i 2008 ceteris paribus. Til 2016 har den predikerte sannsynligheten av arbeidsavklaringspenger for sykepenger sammenliknet med for non-sykepenger økt til 0,4 prosentpoeng med like andre kjennetegn. Figuren 13 viser at fra 2009 har sannsynligheten for å bli mottaker av dagpenger gitt at man har mottatt sykepenger økt noe fra 0 til 0,2 prosentpoeng til 2010.

Figur 24. Gjennomsnitt marginal effekt av sykepenger på arbeidsavklaringspenger og dagpenger. År 2008-2016





En nyklassisk arbeidstilbudsmodell viser en enkel måte å forklare sykefravær. I sin enkleste form her velger arbeidstaker mellom konsum og fritid. Videre utvider Shapiro og Stiglitz (1984) modellen og påstår at arbeidstakernes innsats ikke er perfekt observerbar slik at arbeiderne står overfor en avvenning mellom nyttetapet fra å yte innsats og den økte risikoen for å miste jobben som manglende innsats medfører. Dermed vil skulkingen reduseres ved økt kontroll, redusert ledighetsstøtte og høyere arbeidsledighet. Senere har sykefravær blitt koblet til nyklassisk tilnærming og anses bare enkeltvis som en slags skulk. Ifølge den klassiske teorien blir sykefraværet høyere jo mer sjenerøse velferdsordningene er og jo sterkere stillingsvernet er. Jo mer arbeidsledighet, jo mer sjanser for å miste jobben, jo mindre blir sykefraværet. Tidligere ble denne teorien brukt for å forklare det høye sykefraværet i Norge ut fra lav ledighet og sterkt stillingsvern, samt sjenerøse velferdsordninger.

Derimot, finnes det en annen teori som forklarer variasjonen i sykefravær av sammensetningen av arbeidsstyrken. Folk har ulik helse. Dersom vi sorterer folk etter helse, vil de med god helse ansettes først, derimot de med dårligere helse – vil bli ansatt sist. Derfor er det observert høyere fravær i land med høy sysselsetting sammenliknet med land som har lav sysselsetting. Dette gir en plausibel forklaring på at det høye sykefraværet i Norge skyldes høy sysselsetning.

I Norge vet vi at sykefraværet er fordelt ujevnt blant arbeidsstyrken. Kvinnene er mer syke enn menn, i tillegg til at det er sterk variasjon mellom fylker. Ja, nivået på sykelønnen kan påvirke sykefraværet, men den nyklassiske tilnærmingen sier ikke klart at mindre kompensasjon for sykelønn vil føre til lavere sykefravær. Det er andre faktorer, blant annet stillingsvern, alder, ikke minst sykdomsbilde, bostedsfylke og andre demografiske kjennetegn som kan påvirke sykefraværet. Mer kan man finne hos Johansson og Palme (2002) som ved

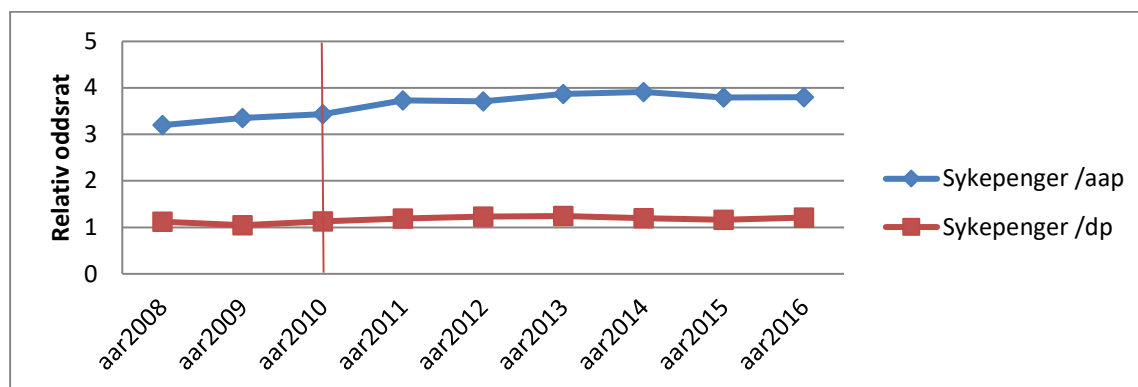
hjelp av forløpsanalyse, ved å kontrollere for uobserverbar heterogenitet, klarte å skille virkningen av kutt i sykelønnsordningen, skattereform og økt arbeidsledighet fra hverandre. Forskere fant at en reduksjon i sykelønn reduserte både fraværet og lengden på fraværsperiodene (Johansson og Palme 2002, p.405). Dersom redusert kompensasjonsgrad fører til lavere fravær, kan pengene man sparer i teorien brukes til tettere oppfølging og tilrettelegging på arbeidsplassen for å unngå unødvendige sykefravær.

Stillingsvernet også kan påvirke sykefraværet. De som har fast ansettelse bør frykte mer enn andre å miste jobben sin og derfor kan det forventes at de skal gjøre alt for å unngå unødvendig sykefravær. Derimot viste Bergendorff et al (2004) i en analyse av sykefravær blant faste og midlertidige ansatte i åtte land i EU at sykefraværet blant de faste ansatte i alle landene er mye høyere enn blant de midlertidige ansatte. Dette kan forklares ved at det er midlertidige ansatte som har svakere stillingsvern, og som tilpasser seg mer når det gjelder å beholde jobben og derfor har mindre sykefravær. I tillegg kan faste ansatte være eldre enn midlertidige ansatte og deres dårligere helse kan også være en av forklaringene på høyere sykefravær hos faste ansatte.

Til slutt kan omstillingsprosesser vesentlig øke sykefraværet. Det har blitt gjennomført en del studier som har bekreftet at ufrivillig arbeidstap fører til høyere sannsynlighet for å forsvinne for alltid fra arbeidsmarkedet. Huttunen et al (2005) viser at 7 år etter omstillingsprosesser er 13 % av nedbemannede arbeidstakere helt utenfor arbeidsmarkedet. Derimot, i en kontrollgruppe med ikke-nedbemannede arbeidstakere var det kun 8 % som havnet utenfor arbeidsmarkedet. Røed og Fevang (2007) viste i studie om omstillingsprosesser hos hjelpe- og sykepleiere, at en større nedbemanning, en reduksjon på minst 1/5 av de ansatte, fører til at mellom 1,5 % og 3 % av de ansatte blir avhengige av stønadsordninger som sykepenger og uføretrygd eller forsvinner helt fra arbeidsmarkedet. Ikke minst etter at nedbemanningsprosesser avsluttes, effekten gradvis blir mindre og det tar hele seks år før den ikke lenger er signifikant forskjellig fra null. Derfor er det vanskelig å bedømme om stillingsvern har positiv eller negativ effekt på sykefraværet. Den eneste som mange er enige om er at omstillingsprosesser fører til klart høyere sykefravær.

Figur 25 viser utviklingen for oddsrater for mottak av arbeidsavklarings- og dagpenger, etter sykepenger i periode 2008-2016.

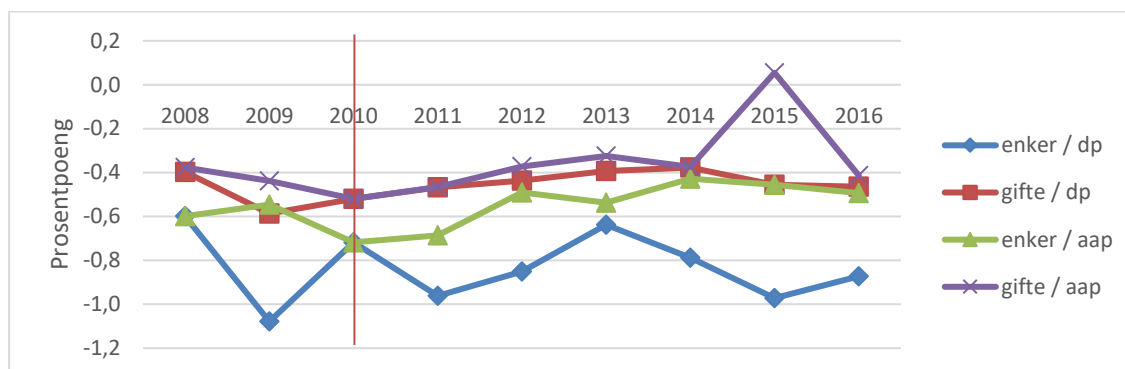
Figur 25. Oddsrat for mottak av arbeidsavklaringspenger og dagpenger, etter sykepengen. År 2008-2016



Koeffisientene for sivilstatus, kjønn er statistiske signifikante. Koeffisientene for barn under 18 for å bli mottaker av arbeidsavklaringspenger er ikke statistiske signifikante for alle årene som tyder på at å ha barn ikke påvirker sannsynligheten for å komme på arbeidsavklaringspenger så mye. Gjennomsnittlig marginal effekt av sivilstatus og kjønn er statistiske signifikante for hele periode både for dagpenger og arbeidsavklaringspenger og viser dermed sterk effekt av sivilstatus og kjønn og å ha barn under 18 for å bli mottaker av begge ytelsene. Gjennomsnittlig marginal effekt av variable som svarer for å ha barn under 18 år er også statistisk signifikant i motsetning av selve koeffisienten. De ugifte og menn er en referansekategori for sivilstatus og kjønn. Gjennomsnittlig marginal effekt av sivilstatus, dvs. de gifte og enker, er negativ for begge ytelsene og er plassert i det negative området av figuren. Det er noe oppgang i sannsynligheten av de gifte for å bli mottaker av arbeidsavklaringspenger til en positiv effekt på 0,1 prosentpoeng i 2015, men effekten går deretter ned til -0,4 prosentpoeng i 2016 igjen.

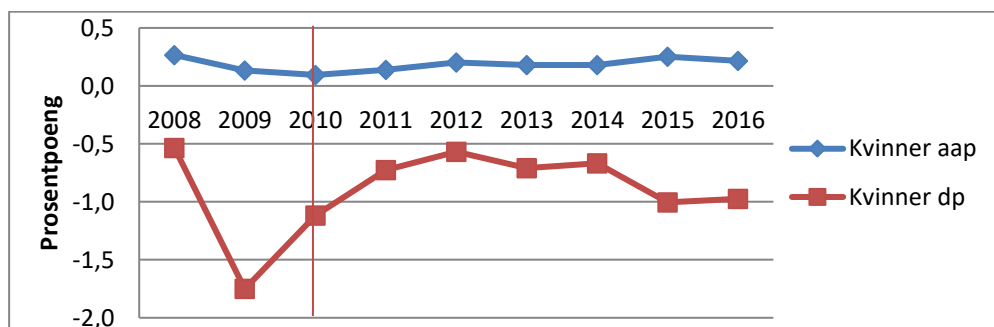
Gjennomsnittlig marginal effekt av å være enke har lavere effekt på å bli mottaker av begge ytelsene enn effekten for de gifte (Figur 26). Fra 2009 til 2010 har gjennomsnittlig marginal effekt av gifte og enker på dagpenger økt, men falt for arbeidsavklaringspenger. Resultatene viser at effekten av sivilstatus var negativ for begge ytelsene for hele periode 2008-2016 bortsett fra en positiv effekt for gifte i 2015. Altså, tyder resultatene indirekte på at det er klare forskjeller mellom de ulike sivilstandene også etter reformen i 2010. Figur 29 viser lik utviklingen for Oddsrat for mottak av arbeidsavklaringspenger og dagpenger, etter sivilstatus. År 2008-2016

Figur 26. Gjennomsnitt marginal effekt av sivilstatus på dagpenger og arbeidsavklaringspenger. År 2008-2016



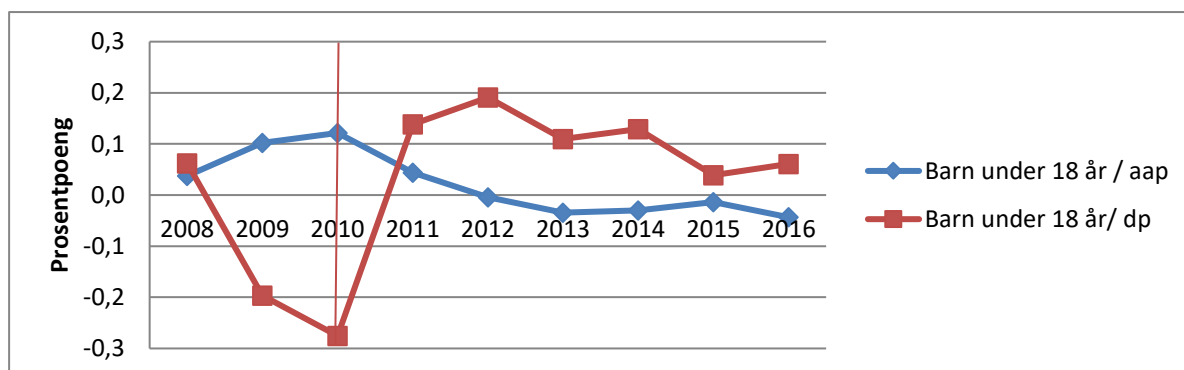
Effekten av å være kvinne for å bli mottaker av arbeidsavklaringspenger er positiv sammenlignet med menn, mens det er omvendt for dagpenger (Figur 27). Etter 2009 har sannsynligheten for kvinner for å bli mottakere av dagpenger økt, men den var fortsatt lavere enn for menn. Resultatene viser at kvinner har mye høyere sannsynlighet for arbeidsavklaringspenger enn menn. Videre analyser av yrkesvalg kan belyse årsakene til dette.

Figur 27. Gjennomsnitt marginal effekt av kjønn på arbeidsavklaringspenger og dagpenger. År 2008-2016.



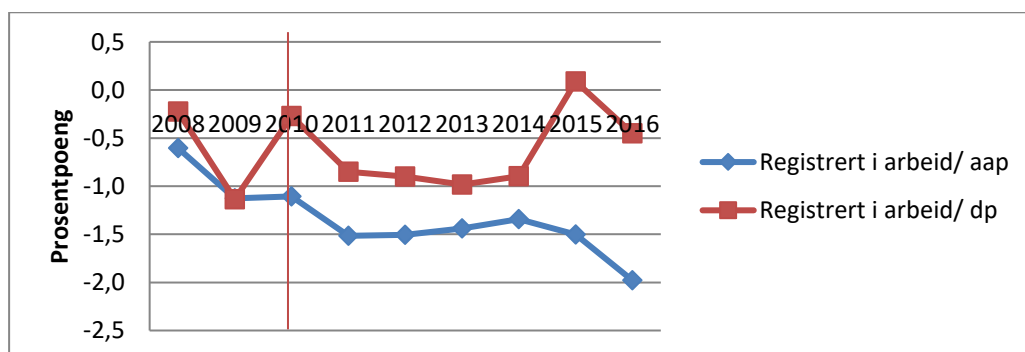
Gjennomsnittlig marginal effekt av å ha barn under 18 år på arbeidsavklaringspenger var positiv fram til 2011 (Figur 28). Deretter var effekten av å ha barn under 18 år positiv og mye høyere for dagpenger enn for arbeidsavklaringspenger. Koeffisientene for de som er registrert i arbeid er stort sett statistiske signifikante, unntatt når det gjelder effekten for å bli mottaker av dagpenger i 2015. Gjennomsnittlig marginal effekt for begge ytelsene er også statistisk signifikante unntatt for dagpenger i 2016. Utviklingen viser at sannsynligheten for arbeidsavklaringspenger har blitt stadig mindre for de som var registrert i arbeid. I 2008 var sannsynligheten 0,8 prosentpoeng mindre for de som var registrert i arbeid enn for de andre. Fram til 2016 har sannsynligheten blitt enda mindre, dvs. 2 prosentpoeng mindre for de som var registrert i arbeid enn for alle andre.

Figur 28. Gjennomsnitt marginal effekt av å ha barn under 18 år på arbeidsavklaringspenger og dagpenger. År 2008-2016



Sannsynligheten for dagpenger har økt etter 2009, men deretter falt ned igjen. Etter 2014 har sannsynligheten for dagpenger økt for de som var registrert i arbeid. Utviklingen viser både bedre konjunkturer og mer oppfølging fra NAVs side som trolig har ført til den positive utviklingen mot at dagpenger som arbeidsrelatert ytelse har blitt mer sannsynlig enn arbeidsavklaringspenger som helserelatert ytelse for denne gruppen.

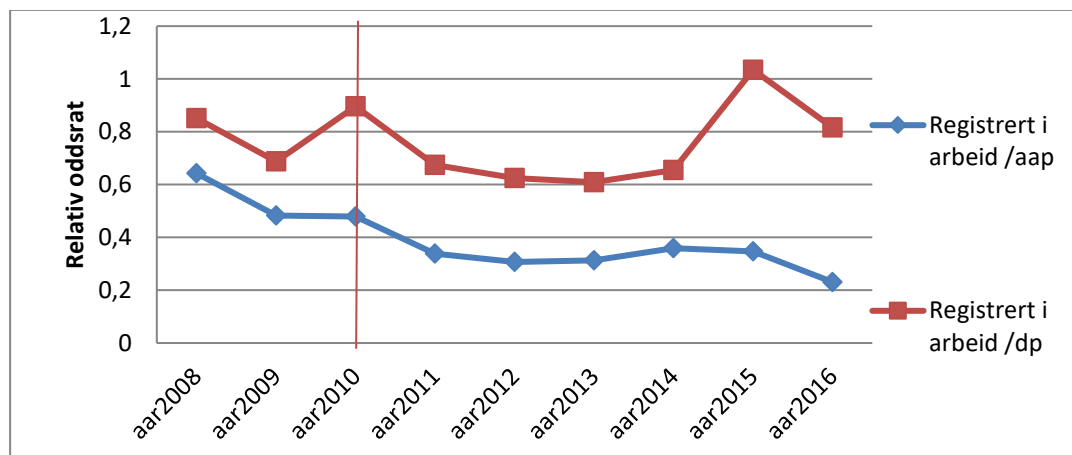
Figur 30. Gjennomsnitt marginal effekt av å bli registrert i arbeid på dagpenger og arbeidsavklaringspenger. År 2008-2016



Det å ha registrert i arbeid, dvs. å ha vært i arbeid, har negativ effekt på dagpenger bortsett fra 2015 da effekten var positiv, virker ulogisk (Figur 31). Et vilkår å få rett til dagpenger er at vedkommende måtte være i arbeid og hadde opptjent pensjonsgivende inntekt enten 1,5 G i siste år eller 3 G i siste 3 år. Utviklingen for marginal effekt av å bli registrert i arbeid ligger høyere for dagpenger enn for arbeidsavklaringspenger og dette tyder på at å være i arbeid har større sannsynlighet for dagpenger enn for arbeidsavklaringspenger til tross for negativ effekt for begge ytelser bortsett fra 2015 for dagpenger. Grunnen til den negative effekten av å være registrert i arbeid på dagpenger sammenliknet med referansekategori ikke være registrert i arbeid kan være at det er ikke mange som går på dagpenger etter at de mister arbeid. Svært mange slutter i jobb og finner den annen forbi å søke på arbeidsrelaterte ytelse.

Derfor kan vi konkludere at effekten av å være registrert i arbeid på dagpenger og arbeidsavklaringspenger viser en riktig utvikling for samfunnet.

Figur 31. Oddsrat for mottak av arbeidsavklaringspenger og dagpenger, etter registrert i arbeid. År 2008-2016

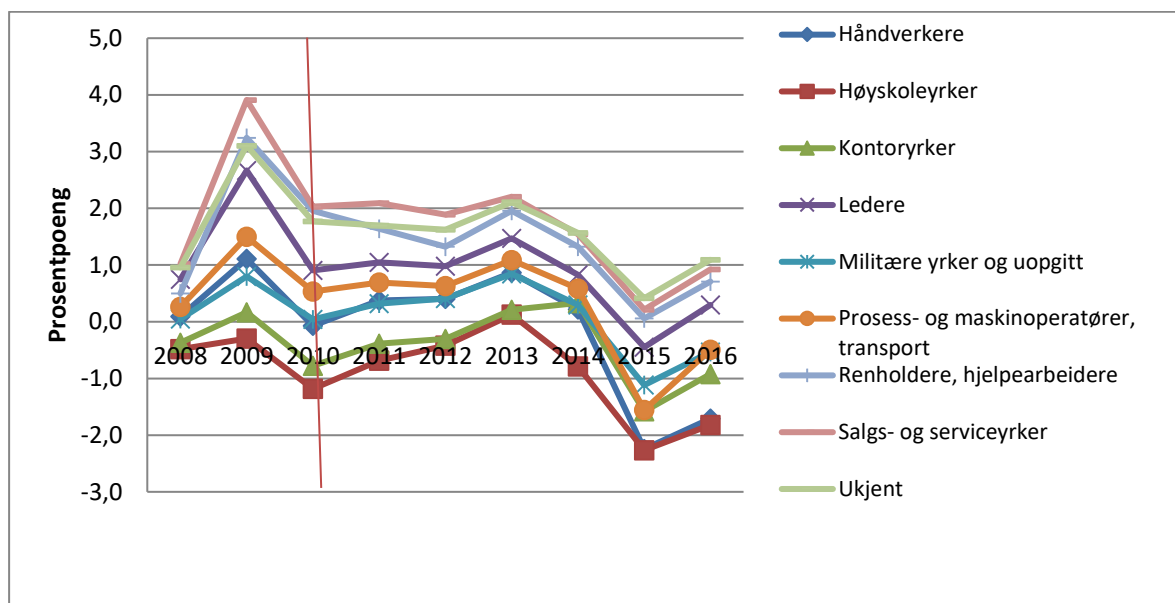


Koeffisientene for yrkesvalg viser større variasjon (Figur 32). Figuren viser at sannsynligheten for å bli mottaker av dagpenger for salg- og serviceyrker var høyest fram til 2013 og deretter har byttet plass med «ukjent» yrke. Sannsynligheten for dagpenger har økt for alle yrkene fram til 2009 sammenliknet med referansekategorien «Bønder og fiskere», men deretter har utviklingen vært avtatt. Den laveste sannsynligheten for dagpenger, gjelder for høyskolelærere og kontoryrker. Sannsynligheten for militære yrker og håndverkere har ligget veldig nære hverandre og her var effektene positive sammenlignet med referansekategorien. Likevel har sannsynligheten for å motta dagpenger for håndverkere gått ned etter 2014, og har blitt lavere enn i referansekategorien og også mye lavere enn for militære yrker. Faktisk var sannsynligheten for å motta dagpenger for håndverkere fra 2015 omtrent lik som for høyskolelærere og var lavere enn i referansekategorien Bønder og fiskeri. Dette viser en positiv utvikling både i konjunkturerne og i noen grad mer målrettet NAV-arbeid for arbeidsinnvandrere siden håndverkere er kjent som et yrke for de som har kommet til landet for å jobbe.

Resultatene for marginal effekt av yrkesvalg på å bli mottaker av arbeidsavklaringspenger viser at den laveste sannsynligheten for arbeidsavklaringspenger er fortsatt for høyskolelærere, deretter kommer kontoryrker og håndverkere (Figur 33).

Sannsynligheten for arbeidsavklaringspenger har falt for alle yrkene til 2010 sammenlignet med referansekategorien og har deretter økt igjen til 2013 og avtar etterpå.

Figur 32. Gjennomsnitt marginal effekt av yrkesvalg på dagpenger. År 2008-2016



Figur 33. Gjennomsnitt marginal effekt av yrke på arbeidsavklaringspenger. År 2008-2016



Det at det er lav sannsynlighet for begge ytelsene for høyskolelærere, kontorarbeidere og håndverkere viser at det ikke kun er typen arbeid som kan påvirke helsen og dermed sjansen for en helserelatert ytelse, men også typen stilling. Til tross for at håndverkere opplever mye mer slitasje enn f. eks. kontorarbeidere, gjør det at de er arbeidsinnvandrere, oftere jobber i midlertidige stillinger og som enkeltpersonforetak, at de ofte ikke søker om verken dagpenger eller arbeidsavklaringspenger og fortsetter å stå i jobb til tross for svekket helsetilstand. De kan også ha mindre informasjon om sine rettigheter siden vi her snakker mest om folk fra Litauen og Polen som kan ha dårlig språk og er avhengig av inntekt for å forsørge familien.

## 7 Konklusjon

I masteroppgaven ble det funnet ut at sannsynlighetene er ulike i ulike inntektsgrupper, men at dette skyldes forskjeller i kompensasjonsgrad er vanskelig å påvise. Gjennom en empirisk analyse ble det funnet at økonomiske insentiver og innsats spiller en sentral rolle for å forklare tilstrømmingen til arbeidsavklarings- eller dagpenger, selv om jeg ikke direkte kan påvise en særskilt effekt av kompensasjonsgrad i ulike inntektsintervaller. Kompensasjonsgrad kan stimulere innsatsen som ligger innenfor mekanismene av økonomiske insentiver.

Ved å utvide analysen til forskjellige modellspesifikasjoner, ble det konkludert med at den høyeste sannsynligheten for å bli mottaker av arbeidsavklaringspenger gjelder inntektsgruppen med årlig inntekt mellom 3 og 4 G. Oddsratene som omtaler risikoen er ikke lik for alle årene i perioden 2008-2016, men toppen ligger alltid mellom 3 og 4 G. Lav inntekt kan skyldes både lav utdanning og sykdomsbilde i forkant. Sannsynligheten for å bli mottaker av dagpenger er ikke konstant for alle årene, men relativ risiko (oddsrate) for å bli mottaker av dagpenger var høyest for inntektsgruppen mellom 2,5 og 3 G i alle årene i perioden 2008-2016, samt effekten er positiv og signifikant. Resultatene viser at sannsynligheten varierer betydelig for den minste inntekten mellom 0 og 1,5 G for arbeidsavklaringspenger. Grunnen for at er lav risiko for å bli mottaker av dagpenger for individer med lav inntekt (under 1,5 G), skyldes at inngangsvilkåret for dagpenger er å ha hatt en inntekt på 1,5 G (evt. 3 G i samlet inntekt i de siste 3 årene). Det var undersøkt differansen i gjennomsnitt marginal effekt for å bli mottaker av arbeidsavklarings- og dagpenger kontrollert for inntekt. Resultatene viser at dette gjennomsnitt marginal effekt (differansen) i 2009, rett før reforma om innføring av arbeidsavklaringspenger var høyere for lavinntektsgruppe med inntekt mellom 2 og 2,5 G enn i 2010. For inntektsintervallet mellom 2,5 og 3 G var marginal effekt for 2009 og 2010 omtrent lik.

Resultatene viser at marginale effekter eller sannsynligheten for å bli mottakere av dagpenger etter inntekt er statistiske signifikante, men med negativ effekt både for inntektsgrupper med minst og høyest inntekt, mellom 0 og 1,5 G og fra 6 G og oppover, som bekrefter at individer med disse inntektene har lavere sannsynlighet for å bli mottaker av dagpenger enn i referansekategori 5-6 G. Resultatene viser en svak negativ effekt for å bli mottaker av arbeidsavklaringspenger for individer med lave inntekter, sammenlignet med



referansekategorien 5-6 G. Sannsynligheten for arbeidsavklaringspenger er positiv for inntekt mellom 2 og 3 G og negativ for inntekt mellom 0 og 2 G, sammenliknet med referansekategorien. Sannsynligheten for inntektsintervall mellom 0 og 3 G har økt etter reformen i 2010 sammenliknet med 2009. Det viser at det trolig har blitt lettere for personer med svak tilknytning til arbeidslivet å få arbeidsavklaringspenger sammenliknet med de gamle ordningene før 2010.

Sannsynligheten for å bli mottaker av dagpenger og arbeidsavklaringspenger i ulike fylker var stort sett avhengig av økonomiske konjunkturer. Særskilte tiltak i NAV Hedmark som har bidratt til betydelig reduksjon av sykefraværet førte til færre mottakere av arbeidsavklaringspenger. Dette skyldes også at Hedmark foretok en grundigere vurdering av lovens vilkår for arbeidsavklaringspenger.

Sannsynligheten for å bli mottaker av arbeidsavklaringspenger var høyest i referansekategorien 40-49 år. Sannsynligheten for å bli mottakere av dagpenger for alle aldersgrupper, unntatt den eldste 50 år og over, har økt fra 2008 til 2009, men sannsynligheten var høyere for den yngste aldersgruppa 17-24 år og den mest vanlige aldersgruppa 40-49 år enn for de andre gruppene. Sannsynligheten for dagpenger for den yngste aldersgruppa 17-24 år har gradvis økt fra 2008 som tyder på at risikoen for ungdomsledighet har økt.

Å ha mottatt sykepenger er en viktig indikator for å gå videre til arbeidsavklarings- eller dagpenger. Resultatene viser at effekten på å komme på arbeidsavklaringspenger kontrollert for sykepenger var nokså sterk. Dette henger naturligvis sammen med at man som hovedregel må bruke opp rettigheter til sykepenger før overgang til arbeidsavklaringspenger. Effekten av å ha mottatt sykepenger for sannsynligheten for å komme på dagpenger var mye svakere, men fortsatt positiv.

Funnene viser en sterk effekt av sivilstatus, kjønn og å ha barn under 18 år i husholdningen for å bli mottaker av begge ytelsene. Sannsynligheten for de gifte og enker var negativ for begge ytelsene sammenliknet med enslige. Sannsynlighet for enker å bli mottaker av en av de ytelsene er veldig lav. Resultatene også viser klare forskjeller mellom de ulike sivilstatusene etter reformen i 2010. Kvinner har høyere sannsynlighet for å komme på arbeidsavklaringspenger enn menn. Det er vanskelig å forklare årsaken til dette utfra resultatene i analysen.

Resultatene viser også at effekten for å bli mottaker av arbeidsavklaringspenger har blitt stadig mindre for de som var registrert i arbeid enn for de andre. Det å være registrert i arbeid hadde stort sett negativ effekt på dagpenger. Dette kan tyde på at svært mange som slutter i jobb, finner en annen løsning enn å søke om dagpenger, noe som viser en riktig utvikling for samfunnet. Sannsynlighet for å bli mottaker av arbeidsavklaringspenger og dagpenger for ulike yrker viser stor variasjon avhengig av konjunkturer. Det er lav sannsynlighet for begge ytelsene for høyskolelærere, kontorarbeidere og håndverkere som viser at det ikke kun er typen av arbeid som kan påvirke helsen og dermed ytelsestypen.

Denne masteroppgaven vill gi et grunnlag for forfatterens framtidige analyse om effekten fra sammenslåing av de tre tidligere helserelaterte ytelsene, rehabiliteringspenger, attføringspenger og tidsbegrenset uførestønad gitt for tilstrømmingen av unge mottakere 18-29 år.

# Litteraturliste

- Almås, Ingvild, Alexander W. Cappelen, Erik Ø. Sørensen og Bertil Tungodden. 2010. Fairness and the development of inequality acceptance. *Science*, 328(5982): 176–1178.
- Angrist, Joshua D., and Jörn-Steffen Pischke. *Mostly Harmless Econometrics: An Empiricist's Companion*. Princeton. University Press, 2008.
- Autor, D. and M. Duggan (2003). The Rise in the Disability Rolls and the Decline in Unemployment. *The Quarterly Journal of Economics* 118, 157-205.
- Autor, D., Duggan, M. and Gruber, J. (2014). Moral hazard and claims deterrence in private disability insurance, *American Economic Journal: Applied Economics*, vol. 6(4), pp. 110–41.
- Baily (1978). Some aspects of optimal unemployment insurance. *Journal of Public Economics*, 1978, vol. 10, issue 3, 379-402
- Ben-Akiva M. and Lerman S.R. (1985) *Discrete Choice Analysis*, Cambridge, MA: MIT Press.
- Bergendorff, S., Berggren, S., Brimann, M.C., Nyberg, K., Palmer, E., Thoursie, P.S., Söderberg, J., (2004): *Sickness Absence in Europe – A Comparative Study*. Social Insurance studies No. 2, Swedish National Insurance Board
- Bjørn, E. 2008. *Økonometriske emner: en videreføring*, [Oslo], Unipub.
- Black, D., Daniel, K. and Sanders, S. (2002). 'The impact of economic conditions on participation in disability programs: evidence from the coal boom and bust', *American Economic Review*, vol. 92(1), pp. 27–50.
- Blossfeld, H.-P. & Rohwer, G 1995. *Techniques of event history modeling new approaches to causal analysis*, Hillsdale, N.J., Lawrence Erlbaum.
- Bound, J. (1989). 'The health and earnings of rejected disability insurance applicants', *American Economic Review*, vol. 79(3), pp. 482–503.
- Bråthen, M., (2011) *Uførepensjonisters tilknytning til arbeidslivet*. NAV-rapport nr. 2-2011. Oslo, Arbeids- og velferdsdirektoratet.
- Bratsberg, B., E. Fevang, and K. Røed (2013). Job Loss and Disability Insurance. *Labour Economics* 24, 137-150.
- Bruce Hansen. *Econometrics*. 2016.
- Burkhauser, R.V. and Daly, M.C. (2011). *The Declining Work and Welfare of People with Disabilities: What Went Wrong and a Strategy for Change*, Washington, DC: AEI Press.
- Butler, R.J. and Worral, J.D. (1985). 'Work injury compensation and the duration of non-work spells', *ECONOMIC JOURNAL*, vol. 95(379), pp. 714–24.
- Cappelen A., Tungodden B. *Insentiver og innsats*, 5/2012, s. (38-44) Fagfellevurdert.
- Cappelen, Alexander W., Astri Drange Hole, Erik Ø. Sørensen og Bertil Tungodden. 2007. The pluralism of fairness ideals: An experimental approach. *American Economic Review*, 97(3):818–827. Cappelen, Alexander W., Erik Ø. Sørensen og

Bertil Tungodden. 2010. Responsibility for what? Fairness and individual responsibility. *European Economic Review*, 54(3):429–441. Cappelen, Alexander W., James Konow, Erik Ø. Sørensen og Bertil Tungodden. 2011. Just Luck – An Experimental Study of Risk Taking and Fairness. forthcoming in *American Economic Review*.

- Card, D., Chetty, R. and Weber, A. (2007). ‘The spike at benefit exhaustion: leaving the unemployment system or starting a new job?’, *American Economic Review*, vol. 97(2), pp. 113–8.
- Chen, S. and van der Klaauw, W. (2008). ‘The work disincentive effects of the disability insurance program in the 1990s’, *Journal of Econometrics*, vol. 142(2), pp. 757–84.
- Cheng, S., and J. S. Long (2007). Testing for IIA in the Multinomial Logit Model, *Sociological Methods and Research*, 35(4), 583–600.
- Dagsvik J.(2000). Multinomial choice and selectivity. Discussion papers N 2004. January 200. Statistics of Norway. Research Department.
- Duggan, M. and Imberman, S. (2009). ‘Why are disability rolls skyrocketing? in (D. Cutler and D. Wise, eds.), *Health in Older Ages: The Causes and Consequences of Declining Disability among the Elderly*, pp. 337–79, Chicago, IL: University of Chicago Press.
- Falch N.S., Hardoy I., Røed K. (2012). Analyse av en dagpengerreform: virkninger av forkortet dagpengerperiode. Søkelys på arbeidslivet Nr 3, 2012, Årgang 29, 181-197.
- Fehr, Ernst og Simon Gächter. 2000. Fairness and retaliation: The economics of reciprocity. *Journal of Economic Perspectives*, 14(3):159–181.
- Fevang, E. and K. Røed (2006). Veien til uføretrygd i Norge. The Frisch Centre, Report 10.
- Fevang, E., Hardoy I. og Røed K.(2015): Temporarily disability and economic incentives. *Economic Journal*. Frischsenter
- Fevang, E., I. Hardoy, and K. Røed (2015). Temporary Disability and Economic Incentives. *The Economic Journal*.
- Fevang, E., Markussen S., Røed K. (2013): Til, fra og mellom inntektssikringsordninger - før og etter NAV. Frischrapport 1/2013. Oslo: Frischsenteret.
- Fevang, E., Markussen S., Knut Røed S. og Vigtel T.Ch.(2016): Bevegelser inn i, mellom og ut av NAVs ytelser, 2016.  
[http://www.frisch.uio.no/publikasjoner/pdf/rapp16\\_02.pdf](http://www.frisch.uio.no/publikasjoner/pdf/rapp16_02.pdf)
- Fevang, Elisabeth, Hardøy I. og Røed K. (2013): Getting Disabled Workers Back to Work: How Important are Economic Incentives? IZA DP No. 137. January 2013.
- Flemming (1978) .Aspects of optimal unemployment insurance: Search, leisure, savings and capital market imperfections. *Journal of Public Economics*, 1978, vol. 10, issue 3, 403-425
- Fredriksson, P. and Holmlund, B. (2006). ‘Improving incentives in unemployment insurance: a review of recent research’, *Journal of Economic Surveys*, vol. 20(3), pp. 357–86.
- Freese J. and Scott Long J. Tests for the Multinomial Logit Model. June 6, 2000 Draft (sl)

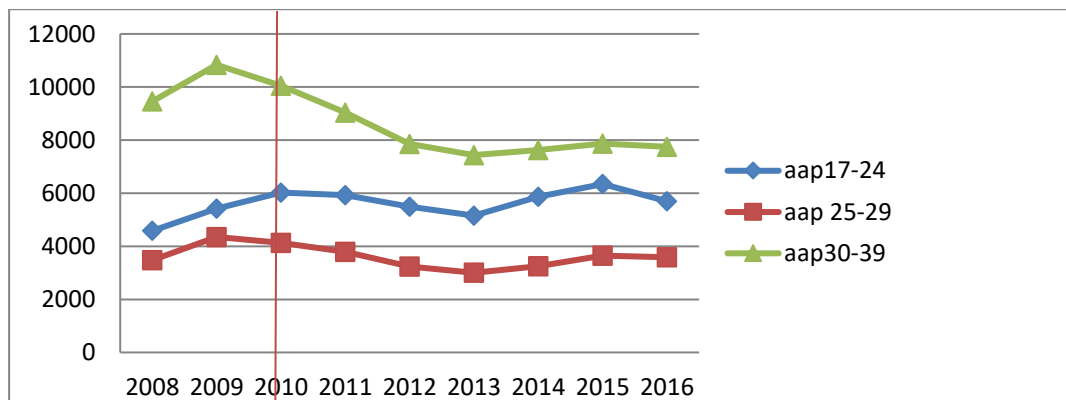
- Grasdøl (2016). De helserelaterte trygdeytelsene - Betydningen av økonomiske insentiver og samspill mellom trygdeordninger. Tidsskrift for velferdsforskning02 / 2016 (Volum 19)
- Green, W. H. 2012. *Econometric analysis*, Boston, Pearson.
- Hanemann, M.W. (1984). Discrete / Continuous Models for Consumer Demand. *Econometrica*, 52, p. 541-561.
- Hausman, J.A. and Mc Fadden, D. (1984) ‘Specifications tests for the multinomial logit model’. *Econometrica*, 52, 1219-1240.
- Heckman, J.J. (1979) Sample Selection Bias as a Specification Error. *Econometrica*, nr 47, p.153-162.
- Heckman, J.J. and G. Sedlacek (1985). Heterogeneity Aggregation, and Market Wage Functions: An Empirical Model of Self-selection in the Labor Market. *Journal of Political Economy*, 93, p. 1077-1125.
- Heckman, J.J. and G. Sedlacek (1995). Self-selection and the Distribution of Hourly Wages. *Journal of Labor Economics*, 8, p.329-363.
- Henrekson, M. and Persson, M. (2004). ‘The effects on sick leave of changes in the sickness insurance system’, *Journal of Labor Economics*, vol. 22(1), pp. 87–114.
- Hopenhayn, Nicolini (1997). Optimal Unemployment Insurance. *The Journal of Political Economy*, Vol. 105, No. 2. (Apr., 1997), pp. 412-438. Stable URL: <http://links.jstor.org/sici?sici=0022-3808%28199704%29105%3A2%3C412%3AOU1%3E2.0.CO%3B2-H>
- Huttunen, K., Møen, J., Salvanes, K.G., (2005): How Destructive is Creative Destruction? The Costs of Worker Displacement. Working paper
- Johansson, P. and Palme, M. (2002). ‘Assessing the effects of a compulsory sickness insurance on worker absenteeism’, *Journal of Human Resources*, vol. 37(2), pp. 381–409.
- Kann (2016) Arbeidsavklaringspenger - utviklingen i hvem som kommer inn. *Arbeid og velferd* nr.2-2016
- Kann I. C., Jun Yin og Kristoffersen P. (2016). Arbeidsavklaringspenger – Utviklingen i hvem som kommer inn *Arbeid og velferd* // 2 // 2016
- Kann, I. C og Lima I. (2015) «Tiltak i NAV Hedmark ga færre nye mottakere av arbeidsavklaringspenger». *Arbeid og velferd*, 2/2015, 77–94.
- Kostøl, Mogstad (2014). How Financial Incentives Induce Disability Insurance Recipients to Return to Work. *American Economic Review* vol. 104, no. 2, February 2014. (pp. 624-55)
- Kropko, J. 2008. Choosing Between Multinomial Logit and Multinomial Probit Models for Analysis of Unordered Choice Data. University of North Carolina, Chapel Hill.

- Krueger, A.B. and Meyer, B.D. (2002). 'Labor supply effects of social insurance', in (A.J. Auerbach and M.Feldstein, eds.), *Handbook of Public Economics*, Vol. 4, pp. 2327–92, Amsterdam: Elsevier Science.
- Laffont, Martimort (2002). *The theory of incentives: the principal-agent model*. Princeton, N.J. : Princeton University Press.
- Lee, L.F. (1983). *Generalized Econometric Models with Selectivity*. *Econometrica*, 51, p. 507-512.
- Maestas, N., K. J. Mullen, and A. Strand (2013). Does disability insurance receipt discourage work?
- Mandal, Roland m.fl. (2015) «Hvordan fungerer arbeidsavklaringspenger som ytelse og ordning». Rapportnr SINTEF A26 778.
- Manski (1993). Identification of endogenous social effects the reflection problem. *Review of Economic Studies*, p. 531-542
- Markussen S., Røed K.(2014) *Social Insurance Networks*. The Ragnar Frisch Centre for Economic Research
- Markussen, S. and Røed K. (2014) The impacts of vocational rehabilitation item *Labour Economics* vol 31, 1-13.
- McFadden (1974). *Conditional logit analysis of qualitative choice behavior*. Chapter four. University of California, Berkley.
- McFadden (1977). *Modelling the choice of residential location*. Department of Economics, University of California Berkley.
- McFadden, D., Tye, W., & Train K (1976). An application of diagnostic tests for the independence from irrelevant alternatives property of the multinomial logit model. *Transportation Research Board Record*, 637, 39-45.
- Meyer, B.D., Viscusi, W.K. and Durbin, D. (1995). 'Workers' compensation and injury duration: evidence from a natural experiment', *American Economic Review*, vol. 85(3), pp. 322–40.
- Mueller, A.I., Rothstein, J. and von Wachter, T. (2016). 'Unemployment insurance and disability insurance in the great recession, *Journal of Labor Economics*, Vol.34, p. 445-476.
- Pettersson-Lidbom, P. and Thoursie, P.S. (2013). 'Temporary disability insurance and labor supply: evidence from a natural experiment', *Scandinavian Journal of Economics*, vol. 115(2), pp. 485–507.
- Rege, M., Telle, K. and Votruba, M. (2009). The effect of plant downsizing on disability pension utilization, *Journal of the European Economic Association*, vol. 7(5), pp. 754–85.
- Ringdal (2007). *Enhet og mangfold samfunnsvitenskapelig forskning og kvantitativ metode*. Forlag: Fagbokforl. Forlag: Fagbokforl. Forlag: Fagbokforl. Forlag: Fagbokforl. Fagbokforl. Fagbokforlag.
- Røed K, Zhang (2005) Unemployment duration and economic incentives - A quasi random-assignment approach. *Eur Econ Rev* 49:1799–1825
- Røed K., Fevang E. (2007). Organizational Change, Absenteeism, and Welfare Dependency. *J. Human Resources* Winter 2007 vol. XLII no. 1 156-193.

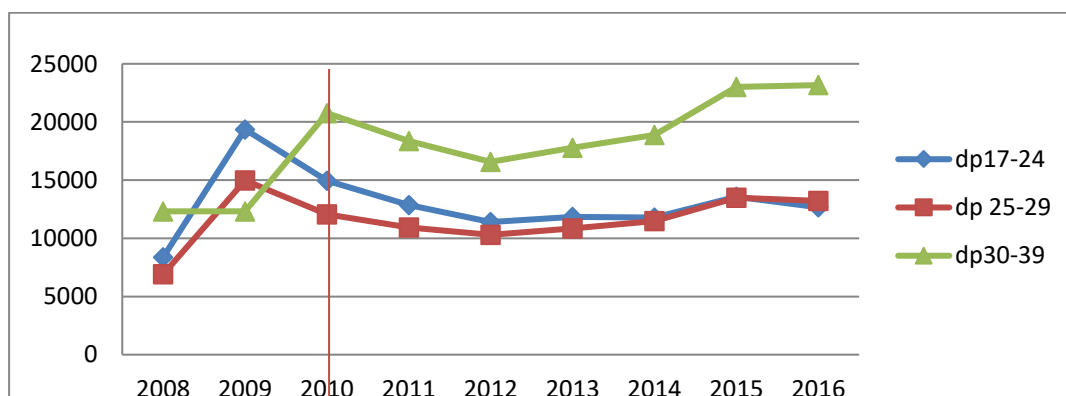
- Røed K., Lars Westlie (2012): Unemployment insurance in welfare states: the impacts of soft duration constraint. *Journal of the European Economic Association*. June 2012.
- Røed, K. and Westlie, L. (2012). ‘Unemployment insurance in welfare states: the impacts of soft duration constraints’, *Journal of the European Economic Association*, vol. 10(3), pp. 518–54.
- Roy, A.D. (1951). Some Thoughts on the Distribution of Earnings. *Oxford Economic Paper*, 3, p.135-146.
- Schreiner, Ragnhild C. (2016): Unemployed or disabled? The effects of medicalizing youths by granting temporary disability benefits. Working paper.  
[https://editorialexpress.com/cgi-bin/conference/download.cgi?db\\_name=EEAESEM2016&paper\\_id=2597](https://editorialexpress.com/cgi-bin/conference/download.cgi?db_name=EEAESEM2016&paper_id=2597)
- Shapiro C. and J.E. Stiglitz, *The American Economic Review*, vol 74, 3, pp 433–444 (1984)
- Shavell, Weiss (1978) . The Optimal Payment of Unemployment Insurance Benefits over Time. *Journal of Political Economy* .Vol. 87, No. 6 (Dec., 1979), pp. 1347-1362
- Small K.A. & Hsiao, C. (1985) Multinomial logit specification tests. *International Economic Review*, 26, 69-627.
- Train (2009) *Discrete Choice Methods with Simulation*. Cambridge University Press.
- Vijeveberg Wim (2011). Testing for IIA with the Hausman-McFadden Test. IZA DP No.5826.
- Wang, Williamson (1996). Unemployment Insurance with Moral Hazard in a Dynamic Economy. Staff General Research Papers Archive from Iowa State University, Department of Economics
- Willis, R.J. and Rosen S. (1979). Education and Self-selection. *Journal of Political Economy*, 87, p. 7-36.

# Vedlegg

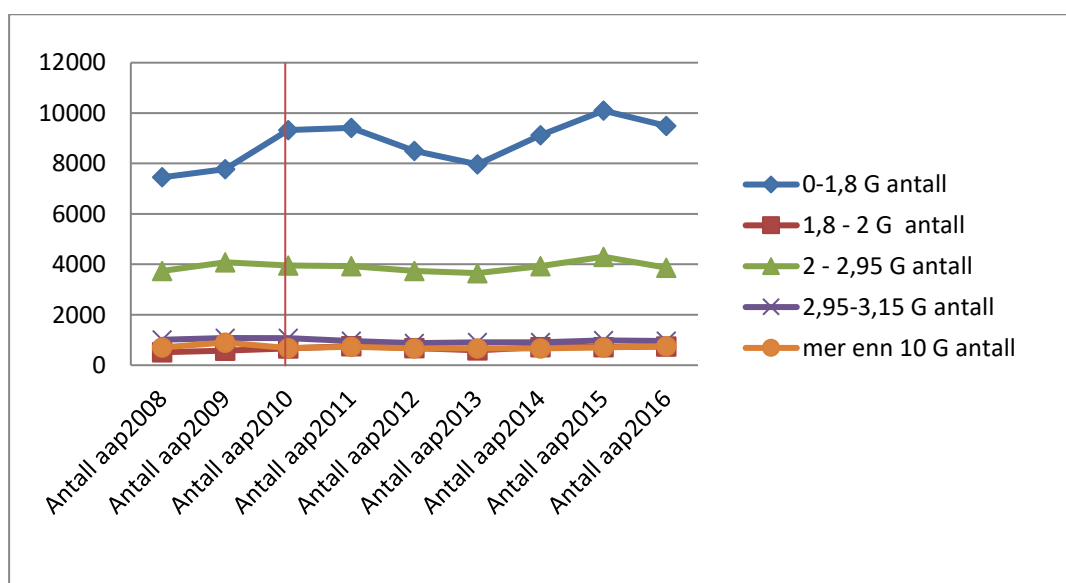
Figur A.1. Arbeidsavklaringspenger. Nye mottakere. Aldersfordelt. Antall. Periode 2008-2016



Figur A.2. Dagpenger. Nye mottakere. Aldersfordelt. Antall. Periode 2008-2016

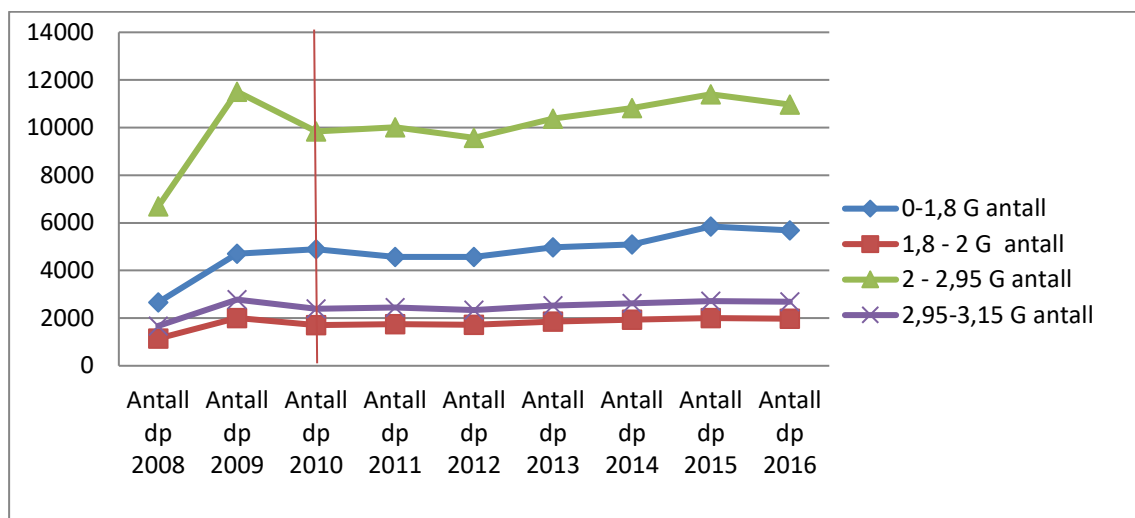


Figur A.3. Antall av nye mottakere arbeidsavklaringspenger. Periode 2008-2016

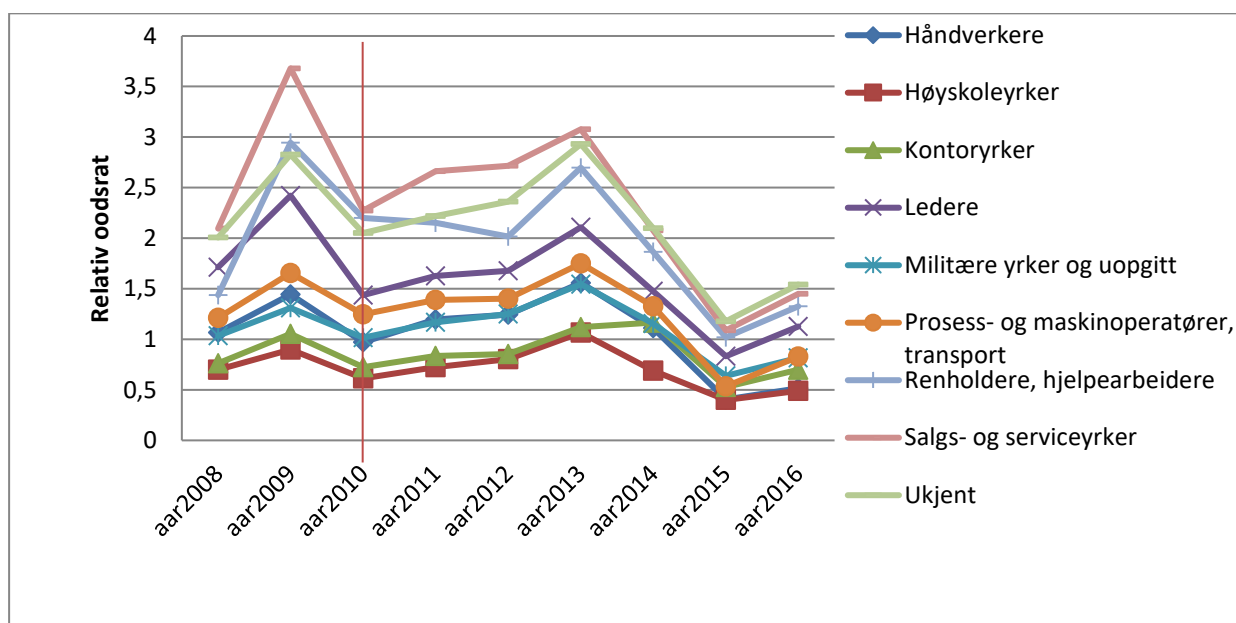




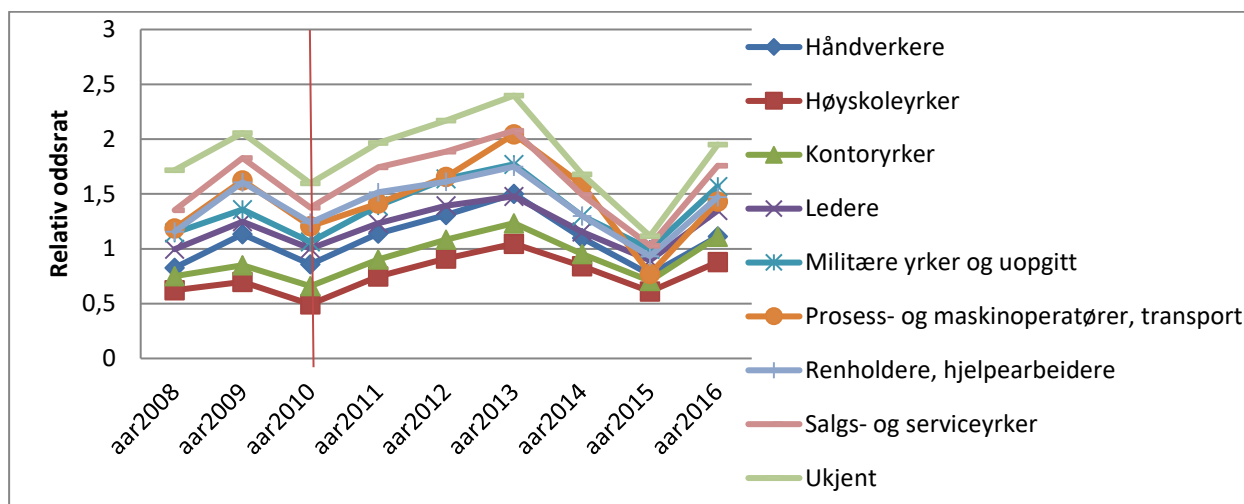
Figur A.4. Dagpenger. Nye ytelsesløp. Antall. Periode 2008-2016



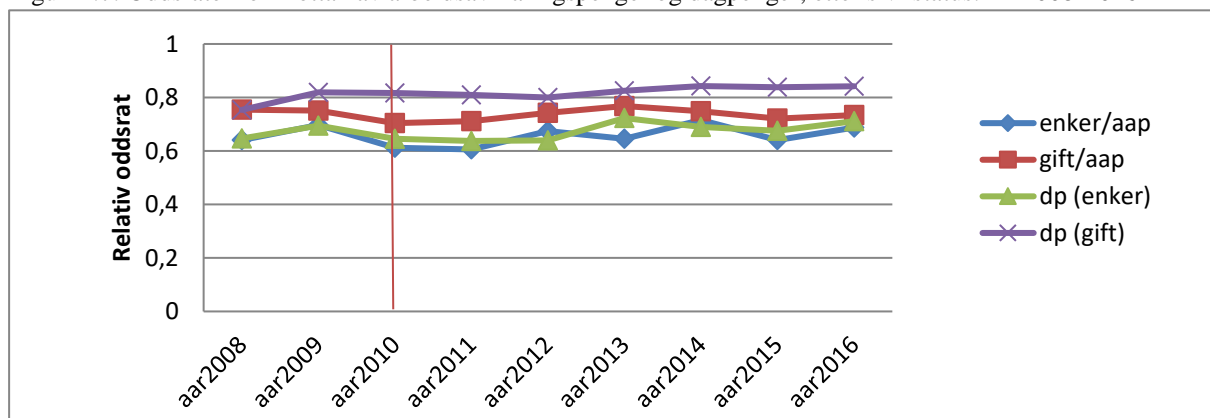
Figur A.5. Oddsrat for mottak av dagpenger, etter yrke. År 2008-2016



Figur A.6. Oddsrat for mottak av arbeidsavklaringspenger, etter yrke År 2008-2016



Figur A.7. Oddsrat for mottak av arbeidsavklaringspenger og dagpenger, etter sivilstatus. År 2008-2016



Tabell A.1. Resultater fra analysemodell (estimer)

Variable		aar2008	aar2009	aar2010	aar2011	aar2012	aar2013	aar2014	aar2015	aar2016
#1 Ingenting (Basis)										
aap	1 inntekt 0-0,5 G	-0.3668***	-0.6286***	-0.5053***	-0.4545***	-0.4666***	-0.4311***	-0.4752***	-0.6562***	-0.6934***
	2 inntekt 0,5G - 1 G	-0.3995***	-0.5701***	-0.4553***	-0.3812***	-0.4394***	-0.4471***	-0.3863***	-0.3842***	-0.4154***
	3 nntekt 1G - 1,5G	-0.2619***	-0.4646***	-0.2446***	-0.2266***	-0.3147***	-0.2581***	-0.1913***	-0.2098***	-0.3504***
	4 inntekt 1,5G - 2G	-0.1352***	-0.2155***	-0.1023***	-0.0094	-0.0492	-0.0457	0.0421	-0.0449	-0.1512***
	5 inntekt 2G - 2,5G	0.1107***	0.0191	0.0642*	0.1224***	0.1434***	0.1641***	0.2307***	0.1878***	0.0152
	6 inntekt 2,5G - 3,0G	0.1918***	0.0997***	0.1584***	0.1518***	0.1843***	0.2867***	0.2967***	0.2121***	0.0734**
	7 inntekt 3,0G - 4,0G	0.2785***	0.2343***	0.2210***	0.2194***	0.2266***	0.3035***	0.2983***	0.2365***	0.1497***
	8 inntekt 4,0G - 5,0G	0.2300***	0.1874***	0.1796***	0.1710***	0.1908***	0.2122***	0.2157***	0.1786***	0.1477***
	10 inntekt 6,0G - 7,0G	-0.1806***	-0.2380***	-0.1926***	-0.2060***	-0.2229***	-0.2365***	-0.2179***	-0.2752***	-0.1845***
	11 inntekt 7,0G - 8,0G	-0.4623***	-0.5687***	-0.4260***	-0.5060***	-0.4555***	-0.5133***	-0.5028***	-0.4340***	-0.3679***
	12 inntekt mer enn 8G	-0.9065***	-0.9554***	-1.0027***	-0.9354***	-0.9093***	-0.8918***	-0.9554***	-0.8989***	-0.7701***
	Østfold	0.2355***	0.2871***	0.3103***	0.2178***	0.1818***	0.0811**	0.2059***	0.2933***	0.2540***
	Oslo	0.0045	-0.0522*	0.0249	0.0968***	0.0267	-0.0073	-0.0254	0.0036	-0.0029
	Hedmark	0.2308***	0.1859***	0.2910***	0.2857***	0.2504***	0.1517***	-0.1318***	-0.0841**	0.0039
	Oppland	0.2155***	0.1417***	0.1300***	0.1034***	0.1391***	0.0777**	0.0786**	0.1526***	0.1109***
	Buskerud	0.1598***	0.0480	0.1627***	0.1488***	0.0698*	0.0089	0.0953***	0.2151***	0.1334***
	Vestfold	0.2739***	0.2691***	0.3054***	0.2009***	0.2021***	0.2397***	0.2372***	0.3860***	0.1688***
	Telemark	0.1332***	0.0974***	0.1401***	0.0266	0.1111***	0.0081	0.1516***	0.3069***	0.2848***
	Aust-Agder	0.1999***	0.2490***	0.2882***	0.2044***	0.2619***	0.2052***	0.3557***	0.5658***	0.5387***
	Vest-Agder	0.2619***	0.2899***	0.2640***	0.2298***	0.2536***	0.0481	0.1999***	0.3600***	0.4543***
	Rogaland	-0.1334***	-0.1659***	-0.1663***	-0.0790**	-0.0851***	-0.1556***	-0.0434	0.1624***	0.3016***
	Hordaland	0.0199	-0.0087	0.0295	0.1072***	0.0747**	0.0222	0.1151***	0.2319***	0.2389***
	Sogn og Fjordane	-0.0550	-0.0984**	-0.0793*	-0.0470	-0.0357	-0.0210	-0.0256	0.1596***	0.1448***
	Møre og Romsdal	0.1560***	0.0299	0.1394***	0.1730***	0.2096***	0.1601***	0.1883***	0.3564***	0.3288***
	Sør-Trøndelag	0.0596*	0.0766**	0.1038***	0.0960***	0.1213***	0.0333	0.0171	0.0818**	0.1374***
	Nor-Trøndelag	0.2257***	0.2055***	0.1793***	0.0972**	0.0771*	0.1300***	0.2166***	0.3805***	0.2511***
	Nordland	0.1410***	0.0631*	0.1101***	0.2036***	0.2133***	0.2353***	0.2076***	0.3110***	0.3589***
	Troms	0.2289***	0.2335***	0.1199***	0.1770***	0.1706***	0.1688***	0.2102***	0.2884***	0.2943***
	Finnmark	0.3842***	0.2470***	0.2900***	0.2855***	0.2182***	0.1509***	0.2026***	0.3444***	0.2669***
	Sykepenges	1.1583***	1.2054***	1.2298***	1.3144***	1.3075***	1.3502***	1.3619***	1.3297***	1.3335***
	Enker	-0.3503***	-0.2441***	-0.3645***	-0.4194***	-0.3300***	-0.3724***	-0.2788***	-0.3914***	-0.3370***
	Gift	-0.2001***	-0.1847***	-0.2411***	-0.2696***	-0.2427***	-0.2088***	-0.2405***	-0.2824***	-0.2793***
	Skilt	0.1796***	0.2232***	0.2386***	0.1584***	0.1260***	0.1332***	0.1126***	0.1116**	0.0833***
	17-24 år / aap	-0.2863***	-0.1946***	-0.1228***	-0.1489***	-0.1004***	-0.0958***	-0.0216	0.0827***	0.0456*
	25-29 år / aap	-0.2883***	-0.1780***	-0.1790***	-0.2602***	-0.3328***	-0.3860***	-0.3462***	-0.2917***	-0.2912***
	30-39 år / aap	-0.1287***	-0.1052***	-0.0887***	-0.1487***	-0.1762***	-0.1957***	-0.1784***	-0.2030***	-0.1995***
	50 år og mer	-0.1697***	-0.1639***	-0.2451***	-0.2322***	-0.1524***	-0.0953***	-0.0691***	-0.1400***	-0.1739***
	Kvinner	0.1767***	0.0464***	0.0339**	0.0796**	0.1428***	0.1275***	0.1212***	0.1594***	0.1430***
	Barn under 18 år	0.0096	0.0397***	0.0557***	0.0182	-0.0118	-0.0369**	-0.0301*	-0.0182	-0.0376**
	Registrert i arbeid	-0.4413***	-0.7274***	-0.7338***	-1.0818***	-1.1788***	-1.1578***	-1.0221***	-1.0577***	-1.4650***
	Håndverkere	-0.1903***	0.1231**	-0.1534***	0.1290*	0.2671***	0.4041***	0.0946	-0.2680***	0.1080
	Høgskoleyrker	-0.4733***	-0.3542***	-0.7011***	-0.2881***	-0.0925	0.0470	-0.1713*	-0.4914***	-0.1257
	Kontoryrker	-0.2834***	-0.1585***	-0.4133***	-0.1006	0.0811	0.2113**	-0.0490	-0.3439***	0.1045
	Ledere	-0.0022	0.2205***	0.0028	0.2085***	0.3312***	0.3914***	0.1439	-0.1102	0.3011***
	Militære yrker og uoppgitt	0.1348***	0.3047***	0.0580	0.3291***	0.4934***	0.5706***	0.2624***	-0.0022	0.4505***
	Prosess- og maskinoperatører, transport	0.1780*	0.4916***	0.1947*	0.3496***	0.5079***	0.7176***	0.4628***	-0.2568**	0.3596***
	Renholdere,	0.1469***	0.4756***	0.2141***	0.4160***	0.4776***	0.5590***	0.2612***	-0.0684	0.3875***
	Salgs- og serviceyrker	0.3025***	0.6042***	0.3171***	0.5544***	0.6351***	0.7306***	0.3997***	0.0296	0.5638***
	Ukjent	0.5371***	0.7141***	0.4595***	0.6697***	0.7699***	0.8702***	0.5144***	0.1076	0.6671***
	_cons	-4.2395***	-3.8991***	-3.8093***	-3.8512***	-4.0197***	-4.1414***	-4.0280***	-3.7685***	-3.7703***

dp	1 inntekt 0-0,5 G	-2.3033***	-2.8741***	-2.4810***	-2.4595***	-2.1364***	-1.8539***	-2.1721***	-2.4115***	-2.5458***
	2 inntekt 0,5G - 1 G	-1.9958***	-2.2564***	-1.8965***	-2.0027***	-1.9374***	-1.8376***	-1.9546***	-1.9329***	-2.0517***
	3 inntekt 1G - 1,5G	-1.3965***	-1.7808***	-1.3156***	-1.1941***	-1.1665***	-1.0178***	-1.0118***	-1.2370***	-1.2268***
	4 inntekt 1,5G - 2G	0.4295***	0.0717***	0.2500***	0.4287***	0.5550***	0.6757***	0.6258***	0.3538***	0.2629***
	5 inntekt 2G - 2,5G	0.8045***	0.4115***	0.5663***	0.7214***	0.8256***	0.9723***	0.9305***	0.6613***	0.5573***
	6 inntekt 2,5G - 3,0G	0.9411***	0.5616***	0.7098***	0.8980***	0.9848***	1.0734***	1.0594***	0.7760***	0.6882***
	7 inntekt 3,0G - 4,0G	0.9008***	0.6323***	0.7083***	0.8478***	0.9004***	1.0247***	0.9883***	0.7574***	0.6352***
	8 inntekt 4,0G - 5,0G	0.5057***	0.4198***	0.3902***	0.4546***	0.4560***	0.5440***	0.5091***	0.3640***	0.2822***
	10 inntekt 6,0G - 7,0G	-0.3935***	-0.2634***	-0.2193***	-0.3044***	-0.2662***	-0.3574***	-0.3020***	-0.1039***	-0.0630***
	11 inntekt 7,0G - 8,0G	-0.6065***	-0.4046***	-0.3405***	-0.4968***	-0.4328***	-0.5217***	-0.4664***	-0.0814***	0.0498**
	12 inntekt mer enn 8G	-0.9695***	-0.8062***	-0.7411***	-0.9392***	-0.8559***	-0.8838***	-0.7549***	-0.1436***	0.0934***
	Østfold	0.1869***	0.1310***	0.0644***	0.0996***	0.2702***	0.0138	0.0225	0.0520*	0.0796***
	Oslo	0.2626***	0.2302***	0.2227***	0.1872***	0.2446***	0.1979***	0.0997***	0.1261***	0.1229***
	Hedmark	0.1200***	0.0597**	0.0067	0.1153***	0.0702**	-0.1143***	-0.0806***	-0.1564***	-0.1843***
	Oppland	0.0578	0.0433*	-0.1008***	-0.0223	0.0502	-0.0713**	-0.3073***	-0.2374***	-0.2907***
	Buskerud	0.0913**	0.0173	0.0799***	-0.0071	0.0902***	-0.0877***	-0.0068	0.0069	0.0853***
	Vestfold	0.3541***	0.2983***	0.2151***	0.2649***	0.2474***	0.0781***	0.0609**	0.1803*	0.2564***
	Telemark	0.4166***	0.3386***	0.2796***	0.4584***	0.3780***	0.1294***	0.1743***	0.2417***	0.1985***
	Aust-Agder	0.5683***	0.1839***	0.3790***	0.3425***	0.3762***	0.2806***	0.2016***	0.4548***	0.5516***
	Vest-Agder	0.1074**	0.2734***	0.2485***	0.2271***	0.2561***	0.0037	0.0727**	0.3421***	0.5478***
	Rogaland	-0.1406***	-0.0641***	0.0667***	-0.1344***	-0.2067***	-0.2372***	-0.1393***	0.5720***	0.7919***
	Hordaland	-0.0212	0.0846***	0.1111***	0.0368*	-0.0273	-0.2276***	-0.1654***	0.2410***	0.4646***
	Sogn og Fjordane	0.0739	-0.1231***	0.0923***	-0.1571***	-0.0835*	-0.1342***	-0.2822***	-0.1216***	-0.1404***
	Møre og Romsdal	0.0946***	-0.0343	0.1439***	-0.0284	0.0214	-0.1548***	-0.2179***	0.2390***	0.4224***
	Sør-Trøndelag	0.4201***	0.2283***	0.1500***	0.0613**	0.0018	-0.1881***	-0.0313	0.1181***	0.1148***
	Nor-Trøndelag	0.4626***	0.2532***	0.2668***	0.0323	0.1195***	-0.0031	0.0869***	0.0316	0.0242
	Nordland	0.4347***	0.1103***	0.1209***	0.2718***	0.1949***	0.0982***	-0.0481*	0.0082	-0.0004
	Troms	0.3670***	0.0151	-0.0068	0.0377	0.1345***	-0.0734**	-0.1812***	-0.1092***	-0.1502***
	Finnmark	0.8611***	0.2614***	0.3660***	0.4128***	0.4354***	0.3637***	0.2417***	0.2135***	0.2400***
	Sykepenges	0.1078***	0.0411***	0.1134***	0.1706***	0.2014***	0.2121***	0.1719***	0.1476***	0.1827***
	Enker	-0.3443***	-0.3126***	-0.3699***	-0.3803***	-0.3786***	-0.2645***	-0.3116***	-0.3553***	-0.3053***
	Gift	-0.2172***	-0.1658***	-0.1568***	-0.1652***	-0.1781***	-0.1538***	-0.1333***	-0.1561***	-0.1540***
	Skilt	0.2279***	0.1377***	0.1852***	0.1888***	0.1871***	0.1684***	0.1726***	0.1152***	0.1163***
	17-24 år / aap	0.3254***	0.3499***	0.3535***	0.3520***	0.3187***	0.1997***	0.2073***	0.3117***	0.3568***
	25-29 år / aap	0.4034***	0.3124***	0.3956***	0.4175***	0.4217***	0.3244***	0.3421***	0.3529***	0.3605***
	30-39 år / aap	0.3280***	0.2414***	0.2998***	0.3154***	0.3016***	0.2744***	0.2923***	0.3068***	0.3059***
	50 år og mer	-0.5246***	-0.4732***	-0.5426***	-0.5291***	-0.5782***	-0.5671***	-0.5642***	-0.4797***	-0.4125***
	Kvinner	-0.3889***	-0.5806***	-0.4539***	-0.3405***	-0.3016***	-0.3612***	-0.3175***	-0.4038***	-0.3831***
	Barn under 18 år	0.0225	-0.0761***	-0.0449***	0.0484***	0.0844***	0.0415***	0.0469***	0.0067	0.0145
	Registrert i arbeid	-0.1594***	-0.3720***	-0.1067***	-0.3915***	-0.4686***	-0.4926***	-0.4205***	0.0357	-0.2016***
	Håndverkere	0.0636	0.3659***	-0.0325	0.1765***	0.2160***	0.4416***	0.1043	-0.9049***	-0.6673***
	Høgskoleyrker	-0.3530***	-0.1038***	-0.4872***	-0.3224***	-0.2177***	0.0656	-0.3709***	-0.9150***	-0.7124***
	Kontoryrker	-0.2707***	0.0527	-0.3202***	-0.1788***	-0.1549**	0.1130*	0.1565**	-0.6380***	-0.3584***
	Ledere	0.5398***	0.8857***	0.3635***	0.4892***	0.5199***	0.7474***	0.3918***	-0.1809***	0.1228***
	Militære yrker og uoppgitt	0.0348	0.2694***	0.0163	0.1538***	0.2248***	0.4356***	0.1443**	-0.4472***	-0.2011***
	Prosess- og maskinoperatører, transport	0.1972**	0.5058***	0.2213***	0.3300***	0.3411***	0.5624***	0.2854***	-0.6267***	-0.1853***
	Renholdere,	0.3637***	1.0807***	0.7898***	0.7674***	0.7027***	0.9933***	0.6262***	0.0224	0.2856***
	Sølg- og serviceyrker	0.7398***	1.3028***	0.8204***	0.9790***	0.9996***	1.1240***	0.7316***	0.0863**	0.3722***
	Ukjent	0.6926***	1.0374***	0.7154***	0.7938***	0.8578***	1.0729***	0.7413***	0.1655***	0.4363***
	_cons	-4.2380***	-3.1647***	-3.4981***	-3.6307***	-3.8106***	-3.8062***	-3.5470***	-3.3120***	-3.4147***
-----										
Statistics										
	N	2845792	2899851	2879503	2923818	2972726	3033707	3063439	3097922	3114475
	ll	-397243	-599120	-526428	-489589	-457227	-467887	-488122	-549170	-547695
	aic	794686	1198441	1053056	979378	914654	935975	976444	1098539	1095590
	bic	795972	1199729	1054344	980667	915945	937267	977738	1099834	1096885
-----										
					legend:	p<0.05;	**	p<0.01;	***	p<0.001

Tabell A.2. Resultater fra analysemodell (oddsrater)

Variable		rrr2008	rrr2009	rrr2010	rrr2011	rrr2012	rrr2013	rrr2014	rrr2015	rrr2016
#1 Ingenting (Basis)										
aap	1 inntekt 0-0,5 G	-0.3668***	-0.6286***	-0.5057***	-0.4545***	-0.4669***	-0.4313***	-0.4754***	-0.6562***	-0.6934***
	2 inntekt 0,5G - 1 G	-0.3995***	-0.5701***	-0.4556***	-0.3812***	-0.4397***	-0.4467***	-0.3864***	-0.3842***	-0.4154***
	3 nntekt 1G - 1,5G	-0.2619***	-0.4646***	-0.2457***	-0.2266***	-0.3153***	-0.2580***	-0.1914***	-0.2098***	-0.3504***
	4 inntekt 1,5G - 2G	-0.1352***	-0.2155***	-0.1036***	-0.0094	-0.0499	-0.0463	0.0418	-0.0449	-0.1512***
	5 inntekt 2G - 2,5G	0.1107***	0.0191	0.0615*	0.1224***	0.1426***	0.1634***	0.2298***	0.1878***	0.0152
	6 inntekt 2,5G - 3,0G	0.1918***	0.0997***	0.1546***	0.1518***	0.1827***	0.2852***	0.2954***	0.2121***	0.0734**
	7 inntekt 3,0G - 4,0G	0.2785***	0.2343***	0.2169***	0.2194***	0.2248***	0.3019***	0.2969***	0.2365***	0.1497***
	8 inntekt 4,0G - 5,0G	0.2300***	0.1874***	0.1779***	0.1710***	0.1899***	0.2114***	0.2149***	0.1786***	0.1477***
	10 inntekt 6,0G - 7,0G	-0.1806***	-0.2380***	-0.1913***	-0.2060***	-0.2222***	-0.2358***	-0.2175***	-0.2752***	-0.1845***
	11 inntekt 7,0G - 8,0G	-0.4623***	-0.5687***	-0.4234***	-0.5060***	-0.4544***	-0.5123***	-0.5023***	-0.4340***	-0.3679***
	12 inntekt mer enn									
	8G	-0.9065***	-0.9554***	-0.9999***	-0.9354***	-0.9080***	-0.8902***	-0.9542***	-0.8989***	-0.7701***
	Østfold	0.2355***	0.2871***	0.3134***	0.2178***	0.1834***	0.0828**	0.2075***	0.2933***	0.2540***
	Oslo	0.0045	-0.0522*	0.0238	0.0968***	0.0255	-0.0087	-0.0265	0.0036	-0.0029
	Hedmark	0.2308***	0.1859***	0.2836***	0.2857***	0.2467***	0.1480***	-0.1348***	-0.0841**	0.0039
	Oppland	0.2155***	0.1417***	0.1217***	0.1034***	0.1351***	0.0734*	0.0752*	0.1526***	0.1109***
	Buskerud	0.1598***	0.0480	0.1628***	0.1488***	0.0700*	0.0092	0.0958***	0.2151***	0.1334***
	Vestfold	0.2739***	0.2691***	0.3091***	0.2009***	0.2041***	0.2420***	0.2392***	0.3860***	0.1688***
	Telemark	0.1332***	0.0974***	0.1396***	0.0266	0.1111***	0.0078	0.1514***	0.3069***	0.2848***
	Aust-Agder	0.1999***	0.2490***	0.2913***	0.2044***	0.2633***	0.2069***	0.3571***	0.5658***	0.5387***
	Vest-Agder	0.2619***	0.2899***	0.2677***	0.2298***	0.2557***	0.0505	0.2021***	0.3600***	0.4543***
	Rogaland	-0.1334***	-0.1659***	-0.1644***	-0.0790**	-0.0841***	-0.1545***	-0.0426	0.1624***	0.3016***
	Hordaland	0.0199	-0.0087	0.0234	0.1072***	0.0718**	0.0195	0.1128***	0.2319***	0.2389***
	Sogn og Fjordane	-0.0550	-0.0984**	-0.0936*	-0.0470	-0.0426	-0.0282	-0.0316	0.1596***	0.1448***
	Møre og Romsdal	0.1560***	0.0299	0.1307***	0.1730***	0.2054***	0.1558***	0.1849***	0.3564***	0.3288***
	Sør-Trøndelag	0.0596*	0.0766**	0.0935***	0.0960***	0.1161***	0.0277	0.0127	0.0818**	0.1374***
	Nor-Trøndelag	0.2257***	0.2055***	0.1680***	0.0972**	0.0717*	0.1245***	0.2121***	0.3805***	0.2511***
	Nordland	0.1410***	0.0631*	0.0980***	0.2036***	0.2071***	0.2288***	0.2024***	0.3110***	0.3589***
	Troms	0.2289***	0.2335***	0.1062***	0.1770***	0.1638***	0.1617***	0.2044***	0.2884***	0.2943***
	Finnmark	0.3842***	0.2470***	0.2777***	0.2855***	0.2119***	0.1445***	0.1975***	0.3444***	0.2669***
	Sykepenges	1.1583***	1.2054***	1.2355***	1.3144***	1.3107***	1.3535***	1.3646***	1.3297***	1.3335***
	Enker	-0.3503***	-0.2441***	-0.4868***	-0.4194***	-0.3927***	-0.4379***	-0.3333***	-0.3914***	-0.3370***
	Gift	-0.2001***	-0.1847***	-0.3438***	-0.2696***	-0.2957***	-0.2643***	-0.2865***	-0.2824***	-0.2793***
	Skilt	0.1796***	0.2232***	0.1584***	0.1116***	0.0833***				
	17-24 år / aap	-0.2863***	-0.1946***	-0.2034***	-0.1489***	-0.1413***	-0.1385***	-0.0570**	0.0827***	0.0456*
	25-29 år / aap	-0.2883***	-0.1780***	-0.2464***	-0.2602***	-0.3671***	-0.4216***	-0.3757***	-0.2917***	-0.2912***
	30-39 år / aap	-0.1287***	-0.1052***	-0.1259***	-0.1487***	-0.1951***	-0.2153***	-0.1947***	-0.2030***	-0.1995***
	50 år og mer	-0.1697***	-0.1639***	-0.2064***	-0.2322***	-0.1325***	-0.0745***	-0.0515***	-0.1400***	-0.1739***
	Kvinner	0.1767***	0.0464***	0.0464***	0.0796***	0.1492***	0.1342***	0.1269***	0.1594***	0.1430***
	Barn under 18 år	0.0096	0.0397***	0.0793***	0.0182	-0.0007	-0.0257	-0.0209	-0.0182	-0.0376**
	Registrert i arbeid	-0.4413***	-0.7274***	-0.7362***	-1.0818***	-1.1802***	-1.1599***	-1.0228***	-1.0577***	-1.4650***
	Håndverkere	-0.1903***	0.1231**	-0.1511***	0.1290*	0.2684***	0.4056***	0.0948	-0.2680***	0.1080
	Høyskoleyrker	-0.4733***	-0.3542***	-0.7045***	-0.2881***	-0.0943	0.0455	-0.1737*	-0.4914***	-0.1257
	Kontoryrker	-0.2834***	-0.1585***	-0.4159***	-0.1006	0.0797	0.2102**	-0.0505	-0.3439***	0.1045
	Ledere	-0.0022	0.2205***	0.0021	0.2085***	0.3308***	0.3912***	0.1428	-0.1102	0.3011***
	Militære yrker og uopgitt	0.1348***	0.3047***	0.0597	0.3291***	0.4941***	0.5715***	0.2622***	-0.0022	0.4505***
	Prosess- og maskinoperatører, transport	0.1780*	0.4916***	0.1881*	0.3496***	0.5047***	0.7152***	0.4601***	-0.2568**	0.3596***
	Renholdere,	0.1469***	0.4756***	0.2129***	0.4160***	0.4771***	0.5591***	0.2604***	-0.0684	0.3875***
	Salgs- og serviceyrker	0.3025***	0.6042***	0.3178***	0.5544***	0.6351***	0.7311***	0.3990***	0.0296	0.5638***
	Ukjent	0.5371***	0.7141***	0.4665***	0.6697***	0.7735***	0.8745***	0.5167***	0.1076	0.6671***
	_cons	-4.2395***	-3.8991***	-3.7292***	-3.8512***	-3.9790***	-4.0988***	-3.9929***	-3.7685***	-3.7703***

dp	1 inntekt 0-0,5 G	-2.3033***	-2.8741***	-2.4802***	-2.4595***	-2.1352***	-1.8529***	-2.1709***	-2.4115***	-2.5458***
	2 inntekt 0,5G - 1 G	-1.9958***	-2.2564***	-1.8962***	-2.0027***	-1.9365***	-1.8366***	-1.9536***	-1.9329***	-2.0517***
	3 nntekt 1G - 1,5G	-1.3965***	-1.7808***	-1.3154***	-1.1941***	-1.1656***	-1.0168***	-1.0108***	-1.2370***	-1.2268***
	4 inntekt 1,5G - 2G	0.4295***	0.0717***	0.2501***	0.4287***	0.5560***	0.6763***	0.6268***	0.3538***	0.2629***
	5 inntekt 2G - 2,5G	0.8045***	0.4115***	0.5660***	0.7214***	0.8263***	0.9731***	0.9312***	0.6613***	0.5573***
	6 inntekt 2,5G - 3,0G	0.9411***	0.5616***	0.7093***	0.8980***	0.9848***	1.0736***	1.0596***	0.7760***	0.6882***
	7 inntekt 3,0G - 4,0G	0.9008***	0.6323***	0.7077***	0.8478***	0.9001***	1.0247***	0.9884***	0.7574***	0.6352***
	8 inntekt 4,0G - 5,0G	0.5057***	0.4198***	0.3900***	0.4546***	0.4557***	0.5439***	0.5091***	0.3640***	0.2822***
	10 inntekt 6,0G - 7,0G	-0.3935***	-0.2634***	-0.2188***	-0.3044***	-0.2657***	-0.3571***	-0.3016***	-0.1039***	-0.0630***
	11 inntekt 7,0G - 8,0G	-0.6065***	-0.4046***	-0.3392***	-0.4968***	-0.4320***	-0.5212***	-0.4661***	-0.0814***	0.0498**
	12 inntekt mer enn 8G	-0.9695***	-0.8062***	-0.7398***	-0.9392***	-0.8549***	-0.8830***	-0.7541***	-0.1436***	0.0934***
	Østfold	0.1869***	0.1310***	0.0659**	0.0996***	0.2715***	0.0150	0.0238	0.0520*	0.0796***
	Oslo	0.2626***	0.2302***	0.2226***	0.1872***	0.2446***	0.1978***	0.0995***	0.1261***	0.1229***
	Hedmark	0.1200***	0.0597**	0.0016	0.1153***	0.0648*	-0.1189***	-0.0853***	-0.1564***	-0.1843***
	Oppland	0.0578	0.0433*	-0.1068***	-0.0223	0.0443	-0.0766**	-0.3126***	-0.2374***	-0.2907***
	Buskerud	0.0913**	0.0173	0.0797***	-0.0071	0.0899***	-0.0878***	-0.0066	0.0069	0.0853***
	Vestfold	0.3541***	0.2983***	0.2172***	0.2649***	0.2492***	0.0797***	0.0626**	0.1803***	0.2564***
	Telemark	0.4166***	0.3386***	0.2784***	0.4584***	0.3766***	0.1279***	0.1729***	0.2417***	0.1985***
	Aust-Agder	0.5683***	0.1839***	0.3804***	0.3425***	0.3772***	0.2816**	0.2026***	0.4548***	0.5516***
	Vest-Agder	0.1074**	0.2734***	0.2503***	0.2271***	0.2582***	0.0054	0.0746**	0.3421***	0.5478***
	Rogaland	-0.1406***	-0.0641***	0.0676***	-0.1344***	-0.2059***	-0.2366***	-0.1387***	0.5720***	0.7919***
	Hordaland	-0.0212	0.0846***	0.1072***	0.0368*	-0.0313	-0.2308***	-0.1687***	0.2410***	0.4646***
	Sogn og Fjordane	0.0739	-0.1231***	0.0831**	-0.1571***	-0.0924**	-0.1421***	-0.2902***	-0.1216***	-0.1404***
	Møre og Romsdal	0.0946***	-0.0343	0.1381***	-0.0284	0.0160	-0.1594***	-0.2224***	0.2390***	0.4224***
	Sør-Trøndelag	0.4201***	0.2283***	0.1432***	0.0613**	-0.0050	-0.1939***	-0.0370	0.1181***	0.1148***
	Nor-Trøndelag	0.4626***	0.2532***	0.2592***	0.0323	0.1117***	-0.0095	0.0804**	0.0316	0.0242
	Nordland	0.4347***	0.1103***	0.1134***	0.2718***	0.1874***	0.0915***	-0.0546*	0.0082	-0.0004
	Troms	0.3670***	0.0151	-0.0146	0.0377	0.1269***	-0.0800**	-0.1876***	-0.1092***	-0.1502***
	Finnmark	0.8611***	0.2614***	0.3592***	0.4128***	0.4292***	0.3584***	0.2364***	0.2135***	0.2400***
	Sykepengen	0.1078***	0.0411***	0.1172***	0.1706***	0.2053***	0.2156***	0.1752***	0.1476***	0.1827***
	Enker	-0.3443***	-0.3126***	-0.4444***	-0.3803***	-0.4526***	-0.3292***	-0.3767***	-0.3553***	-0.3053***
	Gift	-0.2172***	-0.1658***	-0.2148***	-0.1652***	-0.2343***	-0.2028***	-0.1827***	-0.1561***	-0.1540***
	Skilt	0.2279***	0.1377***	0.1888***	0.1152***	0.1163***				
	17-24 år / aap	0.3254***	0.3499***	0.3036***	0.3520***	0.2687***	0.1563***	0.1634***	0.3117***	0.3568***
	25-29 år / aap	0.4034***	0.3124***	0.3523***	0.4175***	0.3784***	0.2868***	0.3040***	0.3529***	0.3605***
	30-39 år / aap	0.3280***	0.2414***	0.2751***	0.3150***	0.2773***	0.2534***	0.2711***	0.3068***	0.3059***
	50 år og mer	-0.5246***	-0.4732***	-0.5181***	-0.5291***	-0.5535***	-0.5452***	-0.5421***	-0.4797***	-0.4125***
	Kvinner	-0.3889***	-0.5806***	-0.4473***	-0.3405***	-0.2951***	-0.3554***	-0.3115***	-0.4038***	-0.3831***
	Barn under 18 år	0.0225	-0.0761***	-0.0282**	0.0484***	0.0999***	0.0549***	0.0602***	0.0067	0.0145
	Registrert i arbeid	-0.1594***	-0.3720***	-0.1089***	-0.3915***	-0.4706***	-0.4955***	-0.4222***	0.0357	-0.2016***
	Håndverkere	0.0636	0.3659***	-0.0309	0.1765***	0.2170***	0.4430***	0.1045	-0.9049***	-0.6673***
	Høyskoleyrker	-0.3530***	-0.1038***	-0.4895***	-0.3224***	-0.2207***	0.0635	-0.3744***	-0.9150***	-0.7124***
	Kontoryrker	-0.2707***	0.0527	-0.3220***	-0.1788***	-0.1576***	0.1113*	0.1544**	-0.6380***	-0.3584***
	Ledere	0.5398***	0.8857***	0.3632***	0.4892***	0.5187***	0.7468***	0.3902***	-0.1809***	0.1228***
	Militære yrker og uopgitt	0.0348	0.2694***	0.0171	0.1538***	0.2247***	0.4361***	0.1438**	-0.4472***	-0.2011***
	Prosess- og maskinoperatører, transport	0.1972**	0.5058***	0.2188***	0.3300***	0.3387***	0.5610***	0.2835***	-0.6267***	-0.1853***
	Renholdere,	0.3637***	1.0807***	0.7902***	0.7674***	0.7029***	0.9945***	0.6264***	0.0224	0.2856***
	Salgs- og serviceyrker	0.7398***	1.3028***	0.8218***	0.9790***	1.0004***	1.1255***	0.7323***	0.0863**	0.3722***
	Ukjent	0.6926***	1.0374***	0.7213***	0.7938***	0.8635***	1.0787***	0.7459***	0.1655***	0.4363***
	_cons	-4.2380***	-3.1647***	-3.4466***	-3.6307***	-3.7596***	-3.7615***	-3.5021***	-3.3120***	-3.4147***
	Statistics									
	N	2845792	2899851	2879503	2923818	2972726	3033707	3063439	3097922	3114475
	ll	-397243	-599120	-526613	-489589	-457319	-467971	-488204	-549170	-547695
	aic	794686	1198441	1053422	979378	914833	936138	976604	1098539	1095590
	bic	795972	1199729	1054683	980667	916098	937404	977872	1099834	1096885
					legend:	p<0.05;	**	p<0.01;	***	p<0.001

Tabell A.3. Resultater fra analysemodell (Wald-test)

	2008		2009		2010		2011	
	chi2	P>chi2	chi2	P>chi2	chi2	P>chi2	chi2	P>chi2
1 inntekt 0-0,5 G	2979.781	0.000	7871.504	0.000	5966.513	0.000	5310.729	0.000
2 inntekt 0,5G - 1 G	1372.644	0.000	2747.692	0.000	2607.251	0.000	2166.772	0.000
3 inntekt 1G - 1,5G	846.092	0.000	1634.077	0.000	1508.224	0.000	1171.370	0.000
4 inntekt 1,5G - 2G	292.012	0.000	211.848	0.000	163.890	0.000	420.211	0.000
5 inntekt 2G - 2,5G	1218.237	0.000	974.701	0.000	939.256	0.000	1446.444	0.000
6 inntekt 2,5G - 3,0G	1881.355	0.000	1613.714	0.000	1647.768	0.000	2514.010	0.000
7 inntekt 3,0G - 4,0G	2807.485	0.000	2271.303	0.000	2821.292	0.000	3620.494	0.000
8 inntekt 4,0G - 5,0G	1092.953	0.000	553.106	0.000	1081.841	0.000	1234.172	0.000
10 inntekt 6,0G - 7,0G	390.441	0.000	86.471	0.000	304.511	0.000	407.574	0.000
11 inntekt 7,0G - 8,0G	679.782	0.000	167.034	0.000	573.638	0.000	783.337	0.000
12 inntekt mer enn 8G	2299.952	0.000	862.353	0.000	3116.204	0.000	3105.189	0.000
Østfold	131.085	0.000	109.042	0.000	179.951	0.000	96.176	0.000
Oslo	137.095	0.000	58.464	0.000	182.769	0.000	134.596	0.000
Hedmark	81.108	0.000	50.483	0.000	120.937	0.000	129.637	0.000
Oppland	60.737	0.000	131.357	0.000	39.765	0.000	13.860	0.001
Buskerud	46.233	0.000	39.640	0.000	55.367	0.000	33.401	0.000
Vestfold	261.870	0.000	182.701	0.000	240.806	0.000	198.178	0.000
Telemark	208.718	0.000	149.986	0.000	166.588	0.000	400.654	0.000
Aust-Agder	315.992	0.000	722.294	0.000	276.834	0.000	182.029	0.000
Vest-Agder	84.732	0.000	901.988	0.000	194.194	0.000	142.569	0.000
Rogaland	54.742	0.000	2808.112	0.000	60.923	0.000	55.257	0.000
Hordaland	1.471	0.479	951.611	0.000	41.960	0.000	26.376	0.000
Sogn og Fjordane	5.739	0.057	34.148	0.000	15.716	0.000	24.922	0.000
Møre og Romsdal	44.166	0.000	635.239	0.000	76.577	0.000	45.880	0.000
Sør-Trøndelag	284.349	0.000	60.049	0.000	73.947	0.000	22.262	0.000
Nor-Trøndelag	256.006	0.000	55.505	0.000	142.458	0.000	9.708	0.008
Nordland	288.675	0.000	181.105	0.000	48.695	0.000	216.338	0.000
Troms	196.527	0.000	125.076	0.000	16.264	0.000	36.361	0.000
Finnmark	705.314	0.000	94.776	0.000	198.683	0.000	223.192	0.000
Sykepenges	10620.755	0.000	13746.340	0.000	12872.889	0.000	13835.076	0.000
Enker	93.229	0.000	87.711	0.000	119.516	0.000	137.574	0.000
Gift	455.925	0.000	703.914	0.000	565.604	0.000	636.771	0.000
Skilt	255.349	0.000	92.591	0.000	374.491	0.000	238.727	0.000
17-24 år	438.219	0.000	567.599	0.000	591.262	0.000	542.792	0.000
25-29 år	676.202	0.000	965.651	0.000	911.636	0.000	997.755	0.000
30-39 år	565.041	0.000	1021.664	0.000	758.720	0.000	806.468	0.000
50 år og mer	892.502	0.000	1222.616	0.000	1788.335	0.000	1502.854	0.000
Kvinner	1311.952	0.000	2161.634	0.000	2431.935	0.000	1316.932	0.000
Barn under 18 år	3.607	0.165	11.491	0.003	43.962	0.000	24.596	0.000
Registrert i arbeid	235.881	0.000	584.159	0.000	377.652	0.000	481.485	0.000
Håndverkere	26.270	0.000	380.025	0.000	12.495	0.002	20.551	0.000
Høyskoleyrker	258.019	0.000	480.066	0.000	468.142	0.000	80.261	0.000
Kontoryrker	151.336	0.000	138.723	0.000	217.913	0.000	22.480	0.000
Ledere	277.650	0.000	34.356	0.000	136.328	0.000	151.630	0.000
Militære yrker og uoppgitt	22.169	0.000	96.232	0.000	2.584	0.275	50.586	0.000
Prosess- og maskinoperatører, transport	12.868	0.002	27.857	0.000	21.776	0.000	39.870	0.000
Renholdere,	142.007	0.000	119.238	0.000	727.939	0.000	411.180	0.000
Salgs- og serviceyrker	598.617	0.000	211.134	0.000	786.402	0.000	668.716	0.000
Ukjent	663.004	0.000	280.993	0.000	626.385	0.000	491.666	0.000

	2012		2013		2014		2015		2016	
	chi2	P>chi2	chi2	P>chi2	chi2	P>chi2	chi2	P>chi2	chi2	P>chi2
1 inntekt 0-0,5 G	4508.876	0.000	3791.611	0.000	4993.079	0.000	7632.591	0.000	7871.504	0.000
2 inntekt 0,5G - 1 G	1867.048	0.000	1708.254	0.000	1921.540	0.000	2614.828	0.000	2747.692	0.000
3 inntekt 1G - 1,5G	1028.404	0.000	835.883	0.000	885.992	0.000	1468.398	0.000	1634.077	0.000
4 inntekt 1,5G - 2G	668.096	0.000	1043.958	0.000	928.494	0.000	336.196	0.000	211.848	0.000
5 inntekt 2G - 2,5G	1751.990	0.000	2619.621	0.000	2507.397	0.000	1432.138	0.000	974.701	0.000
6 inntekt 2,5G - 3,0G	2777.597	0.000	3482.992	0.000	3568.480	0.000	2124.611	0.000	1613.714	0.000
7 inntekt 3,0G - 4,0G	3628.773	0.000	5050.258	0.000	4878.511	0.000	3334.190	0.000	2271.303	0.000
8 inntekt 4,0G - 5,0G	1096.799	0.000	1618.447	0.000	1481.879	0.000	917.224	0.000	553.106	0.000
10 inntekt 6,0G - 7,0G	301.688	0.000	459.186	0.000	363.185	0.000	198.940	0.000	86.471	0.000
11 inntekt 7,0G - 8,0G	541.809	0.000	711.747	0.000	657.434	0.000	238.678	0.000	167.034	0.000
12 inntekt mer enn 8G	2432.672	0.000	2527.232	0.000	2459.463	0.000	1153.379	0.000	862.353	0.000
Østfold	200.805	0.000	9.679	0.008	66.426	0.000	139.625	0.000	109.042	0.000
Oslo	186.730	0.000	144.171	0.000	39.367	0.000	64.117	0.000	58.464	0.000
Hedmark	82.160	0.000	48.142	0.000	27.099	0.000	45.162	0.000	50.483	0.000
Oppland	25.403	0.000	15.408	0.000	145.015	0.000	114.816	0.000	131.357	0.000
Buskerud	21.426	0.000	15.880	0.000	12.772	0.002	65.888	0.000	39.640	0.000
Vestfold	163.523	0.000	88.951	0.000	83.596	0.000	281.824	0.000	182.701	0.000
Telemark	240.374	0.000	27.620	0.000	76.894	0.000	209.488	0.000	149.986	0.000
Aust-Agder	217.661	0.000	134.146	0.000	158.162	0.000	613.234	0.000	722.294	0.000
Vest-Agder	166.652	0.000	2.234	0.327	51.484	0.000	385.432	0.000	901.988	0.000
Rogaland	104.228	0.000	181.431	0.000	59.350	0.000	1394.832	0.000	2808.112	0.000
Hordaland	12.320	0.002	144.993	0.000	111.095	0.000	319.290	0.000	951.611	0.000
Sogn og Fjordane	6.971	0.031	18.677	0.000	75.606	0.000	34.023	0.000	34.148	0.000
Møre og Romsdal	62.085	0.000	83.864	0.000	146.532	0.000	330.544	0.000	635.239	0.000
Sør-Trøndelag	21.734	0.000	77.590	0.000	2.887	0.236	47.035	0.000	60.049	0.000
Nor-Trøndelag	21.693	0.000	15.102	0.001	54.615	0.000	144.631	0.000	55.505	0.000
Nordland	129.484	0.000	96.096	0.000	66.122	0.000	137.033	0.000	181.105	0.000
Troms	53.144	0.000	38.011	0.000	95.971	0.000	110.448	0.000	125.076	0.000
Finnmark	200.598	0.000	150.790	0.000	82.623	0.000	117.555	0.000	94.776	0.000
Sykepengar	12769.178	0.000	13329.058	0.000	13994.181	0.000	13946.137	0.000	13746.340	0.000
Enker	97.370	0.000	87.471	0.000	71.011	0.000	119.759	0.000	87.711	0.000
Gift	551.344	0.000	422.059	0.000	470.906	0.000	720.976	0.000	703.914	0.000
Skilt	185.749	0.000	169.801	0.000	166.368	0.000	109.882	0.000	92.591	0.000
17-24 år	386.880	0.000	172.840	0.000	168.997	0.000	454.380	0.000	567.599	0.000
25-29 år	1028.499	0.000	802.398	0.000	843.134	0.000	940.820	0.000	965.651	0.000
30-39 år	719.435	0.000	678.114	0.000	758.881	0.000	1019.805	0.000	1021.664	0.000
50 år og mer	1472.556	0.000	1492.972	0.000	1551.655	0.000	1488.847	0.000	1222.616	0.000
Kvinner	1074.302	0.000	1512.964	0.000	1263.577	0.000	2403.742	0.000	2161.634	0.000
Barn under 18 år	65.017	0.000	24.691	0.000	28.078	0.000	2.671	0.263	11.491	0.003
Registrert i arbeid	393.361	0.000	320.277	0.000	254.168	0.000	344.902	0.000	584.159	0.000
Håndverkere	31.695	0.000	85.705	0.000	5.189	0.075	650.909	0.000	380.025	0.000
Høyskoleyrker	21.378	0.000	1.740	0.419	56.734	0.000	797.565	0.000	480.066	0.000
Kontoryrker	12.287	0.002	12.194	0.002	9.818	0.007	432.727	0.000	138.723	0.000
Ledere	138.227	0.000	207.057	0.000	60.425	0.000	32.041	0.000	34.356	0.000
Militære yrker og uoppgitt	74.850	0.000	122.682	0.000	20.328	0.000	202.323	0.000	96.232	0.000
Prosess- og maskinoperatører, transport	46.039	0.000	104.405	0.000	38.662	0.000	159.406	0.000	27.857	0.000
Renholdere,	268.476	0.000	384.727	0.000	161.545	0.000	1.845	0.398	119.238	0.000
Salgs- og serviceyrker	526.681	0.000	508.685	0.000	227.541	0.000	7.350	0.025	211.134	0.000
Ukjent	432.289	0.000	500.813	0.000	246.301	0.000	28.337	0.000	280.993	0.000