

MAKTRESSURSER AVGJØR

MAKTRESSURSTEORIEN OG VELFERDSSTATSUTVIKLING I 18-OECD LAND FRA 1970-2010.

MAGNUS B. RASMUSSEN



Masteroppgave i statsvitenskap

Institutt for statsvitenskap Universitetet i Oslo

Vår/Mai 2012

MAKTRESSURSER AVGJØR

MAKTRESSURSTEORIEN OG VELFERDSSTATSUTVIKLING I 18-OECD LAND FRA 1970-2010

© Magnus B. Rasmussen

2012

Maktressurser Avgjør: Maktressursteorien og velferdsstatsutvikling i 18-OECD land fra 1970-2010

Magnus B. Rasmussen

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

Trykk: Reprosentralen, Universitetet i Oslo

Sammendrag

Hva forklarer utviklingen av velferdsstatssjenerøsitet, økende innslag av privatisering og behovsprøving i den postindustrielle periode? Og hva forklarer bruken av indirekte former for velferdsstatsnedbygging som nedbygging ved utdatering (drift)? Maktressursteorien antar at de viktigste faktorene for å forklare denne variasjonen er styrken til fagforeninger, høyre og venstrepartier. Dette testes med et paneldatadesign for 18 land fra 1970 til 2010. Vi bruker to ulike modeller. En fast-effekt modell med heterogen laggstruktur, og en feilkorreksjonsmodell. Begge modellene estimeres med Prais Winsten regresjon og panelkorrigerede standardfeil. Vi finner at den viktigste faktoren for å forklare disse forholdene er sentraliserte fagforeninger, mens partieffektene ikke er konsistente. Venstrepartier har en positiv effekt på arbeidsledighetstrygd og oppdaterer ordningens sjenerøsitet ved drift, men har ingen effekt på institusjonell variasjon. De har også skiftet sin stilling til privatisering. Fra å ha en negativ effekt på 1980-tallet utviser venstrepartier en positiv effekt på 2000-tallet. Oppgaven identifiserer økt økonomisk globalisering (handelsåpenhet) som en viktig faktor i å forklare denne endringen hos venstrepartiene. Partiene på venstresiden har ingen effekt på behovsprøving. Oppgaven finner at det bare er sekulære høyrepartier som står for nedbygging av arbeidsledighetstrygd. Høyrepartier bruker heller ikke drift for å utdatere arbeidsledighetstrygden. De har heller ingen effekt på behovsprøvde ordninger, og effektene varierer over tid for privatisering, der høyrepartier går fra å ha en positiv effekt på 1980-tallet til å ha en negativ effekt på 2000-tallet. Sentraliserte fagforeninger er positivt forbundet med mer sjenerøse arbeidsledighetstrygdordninger og med oppdatering av ordningene ved drift. Fagforeninger har en negativ effekt både på privatisering og behovsprøving.

I konklusjon finner vi at maktressursteoriens helhetlige evne til å forklare velferdsstatsvariasjon er begrenset. Vi ser at alternative forklaringer som proporsjonale valgsystem og avindustrialisering er viktige for å forklare privatisering og behovsprøving, og i noen grad for å forklare sjenerøsitet. Oppgaven bryter ny grunn i å framheve hvordan sentraliserte fagforeninger selv i den postindustrielle periode, er avgjørende for å forklare velferdsstatsvariasjon. Vi ikke finner støtte for at partiforskjeller forklarer forekomsten av velferdsregimer, slik Esping-Andersen hevder når vi bruker oppdaterte og mer valide data. Oppgaven gjør bruk av et egenoppdatert datasett, som korrigerer feil i avindustrialiseringsdatasettet til Cusack & Iversen. Det blir også utviklet en formalisert modell for å undersøke hvilke velferdsstatsordninger maktressursteorien burde kunne forklare gitt teoriens antagelser. Vi finner at vi har gjennomført en enkel test av maktressursteorien. Vi utvikler samtidig en teoretisk modell for å forstå hvorfor indirekte nedbygging vil være ønskelig for politikere, og våre funn peker på at forekomsten av drift avhenger av hva slags ordninger det er tale om, samt ordningenes struktur. Konstitusjonelle begrensninger påvirker ikke direkte forekomsten av drift.

Forord

Mange sier at det å skrive en masteroppgave er en studie i ensomhet. For meg har opplevelsen vært helt annerledes. Alt fra intellektuell stimulans til støtte fra familie, medstudenter og mer bevandrede sjeler i academia, har gjort arbeidet med å produsere denne vitenskapelige teksten til langt fra så ensomt som mange skal ha det til. Spesielt vil jeg takke Axel West Pedersen for alle sine kritiske kommentarer og gode veiledninger gjennom hele skriveprosessen. Særdeles må han berømmes for hans forsøk på å redusere oppgavens omfang. Hans standhaftighet på dette punkt kan bare sammenlignes med min stahet for det motsatte. For kommentarer på utkast og gode diskusjoner vil jeg også takke prof. John Huber og prof. Van Kersbergen som dessverre ikke får lest oppgaven. Siden den er skrevet på norsk. For gjennomlesing og kommentarer må Øyvind Skorge, Anders Jupskås og Øyvind Bratberg takkes. Tore Wig og Emil Aas Stoltenbergs kommentarer på metode og analysedelen har vært uunnværlige. Både mor og far må takkes for all sin støtte. Uten dere hadde denne oppgaven aldri blitt noe av, og dysleksien hadde vunnet. For å klare å holde ut med meg mens jeg skrev takker jeg Vilde Heggen, og Aksel Braanen Sterri takkes for å ha vært en uvurderlig samtalepartner og god venn i 5 år på statsvitenskap.

Magnus B. Rasmussen

Oslo, 16 Mai, 2012

Antall ord: 55 000 (49 000 uten kildeliste)

Innholdsfortegnelse

Sammendrag.....	6
Forord	7
1.0 Introduksjon.....	12
1.1 Oppgavens struktur.....	14
1.2 Oppsummering av funn vedrørende maktressursteorien	14
2.0 Teorier om velferdsstatsutvikling.....	15
2.1 Maktressursteorien.....	15
2.01 Klassemobilisering – fagforeninger og politiske partier	17
2.2 Ny kontekst? Nye aktører?.....	21
2.3 Maktressursteorien i ny kontekst	21
2.31 Ingen nedbygging?.....	26
2.32 Partieffekter i ny kontekst	28
2.4 Drift.....	30
2.41 Drift og konstitusjonelle begrensinger	33
2.5 Nye trender – behovsprøving og privatisering av risiko.....	35
2.52 Hvorfor indirekte nedbygging?.....	38
2.6 Arbeidsgivere og velferdsstaten	40
2.61 Velferdsstatsekspansjon og strukturelle endringer i risikostruktur på arbeidsmarkedet	41
2.7 Arbeidstagerer og arbeidsgivere på nytt	42
2.8 Begrepsavklaring - Velferdsstat.....	44
2.9 Modell for å vurdere viktigheten av funn.....	47
2.91 Modell.....	47
3.0 Forskningsdesign.....	51
3.1 Utvalg – «The Usual Suspects».....	52
3.2 Avhengig variabel	53
3.21 Sjenerøsitet.....	54
3.22 Privatisering av risiko og behovsprøving.....	56
3.3 Uavhengige variabler.....	61
3.31 Partistyrke	61

3.32 Fagforeningsstyrke.....	62
3.33 Lønnsvekst.....	65
3.34 Konstitusjonelle begrensinger	65
3.35 Avindustrialisering.....	66
3.4 Kontrollvariabler	67
3.41 Proporsjonalitet.....	67
3.42 Valgdeltagelse	69
3.43 Handelsåpenhet.....	69
3.44 Arbeidsløshet.....	70
3.45 Økonomisk vekst.....	71
3.46 65+	71
3.5 Paneldata – hvordan løse en gordisk knute?	72
3.51 Differensiering: Nivå eller endring?	74
3.52 Faste effekter: Når kuren dreper pasienten	74
3.53 Lagget avhengig variabel:.....	76
3.55 Lagg-struktur og parameterheterogenitet	76
3.56 Vanlige regresjonsproblemer	78
3.6 Faste effekter – Modell 1	79
3.7 Feilkorreksjon og likevekt – modell 2.....	80
3.8 Robust?.....	82
3.9 Indirekte effekter, mellomliggende variabler og komplementære variabler.....	83
3.10 Grunnmodeller	84
4.0 Analyse.....	85
4.1 Arbeidsledighetstrygd og drift.....	85
4.11 Arbeidsledighetstrygd – Periodeeffekter.....	90
4.2 Drift - Arbeidsledighetstrygd utdatering?	92
4.21 Drift - Periodeeffekter	97
4.22 Drift - Generaliseringspotensiale	99
4.23 Drift – Robusthetstester	99
4.3 Arbeidsledighetstrygd - Oppsummering.....	103

4.2 Privatisering.....	103
4.21 Privatisering - Periodeeffekter	106
4.22 Privatisering - robusthetstesting.....	109
4.23 Privatisering - oppsummering.....	110
4.3 Behovsprøving.....	110
4.31 Behovsprøving - Periodeeffekter	114
4.32 Behovsprøving - robusthetstesting.....	116
4.33 Behovsprøving - oppsummering.....	117
5. Drøfting.....	117
6. Konklusjon.....	125
Kildeliste	126
Vedlegg.....	140
Beskrivende statistikk (Alle variabler)	140
Syntaks	141

Tabeller

Tabell 1 Omfordeling og velferdsstatsmål	49
Tabell 2 Risiko og omfordeling: En endelig modell	50
Tabell 3 Variasjon i avhengige variabler	53
Tabell 4 Deskriptiv statistikk.....	54
Tabell 5 Antatt sammenheng mellom de uavhengige variablene på de forskjellige avhengige variablene og ved lønnsvekst.....	60
Tabell 6 Deskriptiv statistikk uavhengige variabler.....	67
Tabell 7 Paneldataproblemer og foreslåtte løsninger	73
Tabell 8 Prais-Winsten regresjon (AR1 korleksjon) med faste effekter med gjennomsnittlig arbeidsledighetstrygd erstatningsrate fra 1970-2003 som avhengig variabel.....	86
Tabell 9 Arbeidsledighetstrygd og periodeeffekter. Prais-Winsten regresjon (Ar1) med faste effekter	91
Tabell 10 Prais-Winsten regresjon med faste effekter og AR1 korleksjon med gjennomsnittlig arbeidsledighetstrygd erstatningsrate fra 1970-2003 som avhengig variabel.....	93
Tabell 11 Prais-Winsten (AR1) regresjon og faste effekter med private utgifter som avhengig variabel...	104
Tabell 12 Privatisering og periodeeffekter. Prais-Winsten regresjon (Ar1) med faste effekter	107
Tabell 13 Prais-Winsten regresjon (AR1 korleksjon) med sosialutgifter på behovsprøving som avhengig variabel	111

Tabell 14 Behovsprøving og periodeeffekter. ECM-modell med Prais-Winsten regresjon (Ar1) med faste effekter	114
Tabell 15 Overensstemmelse mellom antatt og faktisk sammenheng mellom uavhengig og avhengig variabel	117

Figurer

Figur 1 Maktressursteorien	20
Figur 2 Gjennomsnittlig sjenerøsitet for 18-OECD land	27
Figur 3 Gjennomsnittlig erstatningsrate for 18-OECD land	27
Figur 4 Politikeres handlingsalternativer ved velferdsstatsnedbygging	39
Figur 5 velferdsstat som sosial rettigheter og tre underdimensjoner	46
Figur 6 Gjennomsnittlige private utgifter (frivillig + obligatorisk) på sosiale ordninger for hvert år fra 1990-2010 for 18 land	57
Figur 7 Gjennomsnittlig utgifter på behovsprøvde ordninger for hvert år fra 1990-2010 for 12 land	58
Figur 8 Histogram av avhengige variabler	60
Figur 9 Marginal effekten til venstre ved lønnsutvikling. Nummeret i parentes angir modellen som gir grunnlaget for margineffekten	94
Figur 10 Margineffekten til fagforeninger ved lønnsutvikling. Nummeret i parentes angir modellen som gir grunnlaget for margineffekten	95
Figur 11 Margineffekten til høyrepartier ved lønnsutvikling. Nummeret i parentes angir modellen som gir grunnlaget for margineffekten	96
Figur 12 Margineffektene til fagforeninger, venstre og høyrepartier ved lønnsvekst over ulike tidsperioder	97

”The aim of the empirical method is not to save the lives of untenable systems but, (...) to select the one which is by comparison the fittest, by exposing them all the fiercest struggle for survival”

Karl Popper (1959)

1.0 Introduksjon

Hva skjer med velferdsstaten i et gjennomsnittlig OECD-land som over lengre tid opplever sosialdemokratisk eller høyreorientert styre? Får det noen betydning for omfanget av eller størrelsen på ulike velferdsordninger? Eller spiller ikke den politiske fargen på regjeringspartiet eller regjeringsskoalisjonen noen rolle? Hvordan hadde Storbritannias velferdsstat sett ut om de hadde hatt samme antall år med sosialdemokratisk styre som Sverige? Hvilke konsekvenser ville det hatt for sjenerøsiteten, innslagene av private ordninger og bruken av behovsprøving? Det er også interessant å spørre hvordan velferdsstater endres: Er det med brask og bram gjennom offentlig reformer eller skjer det mer gradvis gjennom mindre synlige prosesser? Hvilken effekt har fagforeninger på velferdsstaten? Hvis fagforeningsentraliseringen og medlemsmassen i vårt gjennomsnittlige OECD-land hadde vært på nivå med den i Sverige, hvilke konsekvenser hadde dette fått for velferdsstaten?

Dette er alle viktige spørsmål av stor samfunnsmessig relevans og de er blitt adressert gjentatte ganger i velferdsstatsforskningen. I denne oppgaven er vi interessert i både institusjonell variasjon¹ så vel som velferdsstatsordningenes sjenerøsitet. Tre spørsmål står sentralt: Hva kan forklare (1) forskjeller *over tid* og (2) forskjeller *mellom land*? Og (3) hvordan kan vi forklare *ulike former for velferdsstatsutvikling*? Med hensyn til sistnevnte spørsmål skal vi se nærmere på en form for indirekte strategi for velferdsstatsnedbygging, også kjent som *drift* eller *nedbygging gjennom utdatering*. Den mest utbredte forklaringen på institusjonell variasjon og sjenerøsitet tar utgangspunkt i «maktressursteorien» (Korpi 1974, 1980, 1983, 1989, 2001, 2003, 2006; 2008; Korpi & Palme 2003; Korpi & Englund 2011; Esping-Andersen 1985, 1990; Huber & Stephens 1993, 2001; Allan & Scruggs 2004; Rothstein m.fl.2012; Väisänen 1992). Kort fortalt antar maktressursteorien at partiene på venstresiden og sterke fagforeninger fremmer en mer sjenerøs og omfordelende velferdsstatspolitikk (Korpi 1983). Denne teorien er dessuten videreutviklet gjennom arbeidene til Esping-Andersen (1985, 1990), hvor det argumenteres for at sosialdemokratiskepartier ikke bare vil fremme en sjenerøs velferdspolitik, men også en *spesifikk* velferdsmodell hvor universalistiske ordninger og skattefinansierte statlige ordninger utgjør grunnstrukturen – gjerne kalt «den nordiske velferdsmodellen» (Rothstein 1998).

Denne teorien har i nyere tid både blitt utfordret av ny-politikk tesen (new politics) om velferdsstatsutvikling, og av ulike arbeidsgiverfokusede teorier som for eksempel kapitalisme-variant-

¹ Oppgaven følger North (1994) i å forstå institusjoner som et sett felles regler som regulerer samminterkasjon mellom aktører. Fokuset vil være på formelle intersubjektive regler. Dette ekskluderer regler på det subjektive eller kognitive nivå (jf. Giddens 1984).

retningen (Pierson 1996; Estevez-Abe m.fl. 2001). Ny-politikkens har to varianter. Den første er at partipolitikk var avgjørende for å forklare velferdsstatsutvikling i perioden før 1970-tallet, men at partiforskjellene nå er redusert eller uviktige (Pierson 1994;1996). Denne kritikken kommer i to varianter. Den første fokuserer på at velferdsstaten har utviklet sine egne støttegrupper uavhengig av venstrepartiene, og at andre internasjonale eller nasjonale faktorer som globalisering og svekket økonomisk vekst gjør at partier ikke lenger har det handlingsrommet de engang hadde. Den andre varianten av ny-politikken bygger på denne kritikken, men predikerer at den tradisjonelle effekten av venstrepartiene er endret i den postindustrielle perioden, hvor utvikling i retning av et postindustrielt samfunn har skapt nye sosiale risikogrupper ved siden av de tradisjonelle risikogrupperne forankret i det industrielle samfunnet (Rueda 2006, 2007; Häusermann 2010). Dette gjør at preferansene til de aktørene som tradisjonelt var promotører eller motstandere av sjenerøse velferdsstater ikke lenger kan tas for gitt.

Den andre hovedinnvendingen mener maktressursteoriens fokus på arbeidstagerer har undervurdert den positive rollen arbeidsgivere kan spille i utviklingen og leveransen av sosialpolitikk (Swenson 1991; Estevez-Abe m.fl. 2001; Hall & Soskice 2001). I denne litteraturen understrekes det at arbeidsgivere ikke er en homogen gruppe hvor alle deler en negativ holdning til sosialpolitikk. Isteden framheves det at forskjeller i de nasjonale arbeidsmarkedene gjør at arbeidsgivernes velferdspolitiske preferanser varierer mellom land. I arbeidsmarkeder hvor arbeidsgiverne etterspør spesialisert arbeidskraft vil arbeidsgiverne måtte sikre dette ved å støtte sosialordninger. Sosialpolitikk blir her forstått som forsikringsordninger for å sikre arbeidsmarkedsbehov. Her skal sjenerøse velferdsordninger virke som incentiv og garanti for å sikre inntektsmulighetene til ulike grupper arbeiderne, siden noen grupper tar risikoen ved å investere i sektorspesifikke ferdigheter. En slik investering innebærer åpenbart en stor risiko for inntektstap dersom de spesialiserte ferdighetene ikke lenger etterspørres. I og med at arbeidsgivernes preferanser for sosialpolitikk kan tenkes å reflektere det arbeidsmarkedet de befinner seg i, vil preferansene i et slikt system ikke nødvendigvis være av negativ karakter. Det avgjørende vil ikke lenger være klasse, men snarere fordelingen av og etterspørselen etter spesialiserte ferdigheter på arbeidsmarkedet. Dette er stikk i strid med maktressursteoriens antagelser.

Viktigheten av å teste forklaringskraften til maktressursteorien har stor relevans fremveksten av disse konkurrerende teorier tatt i betraktning. Denne oppgaven tar sikte på å gjennomføre en test av maktressursteoriens evne til å forklare utvikling i arbeidsledighetstrygdsjenerøsitet blant OECD-land fra 1970 til i dag, og teoriens evne til å forklare institusjonell variasjon i velferdsstatsorganisering mellom land fra 1980-tallet til 2010. Dette gjøres fordi maktressursteorien burde kunne forklare - ikke bare variasjon i sjenerøsitet - men også variasjon i hvordan velferdsstater er oppbygd (jf. Esping-Andersen 1990). Denne oppgaven er den første kvantitative studien av privatisering av risiko og behovsprøving siden Esping-Andersens (1990) opprinnelige studie. Oppgaven tester også hvordan fagforeningenes organisasjonsstruktur påvirker deres innflytelse på sjenerøsitet og institusjonell variasjon, noe som er et understudert moment i litteraturen. Vi tester også i hvilken grad forekomsten av drift kan forklares av

maktressursteorien. For å gjennomføre en slik studie har det vært nødvendig å ta i bruk egne innsamlede data, samt å oppdatere allerede eksisterende datasett. Partidatasettet til Duane Swank (ikke datert) er oppdatert til å dekke perioden fra 2006 til 2010 for 18 land, og avindustrialiseringsdatasettet til Cusack & Iversen (2000) er på grunn av kodefeil i den opprinnelige dataserien kodet på nytt for 18 land fra 1970 til 2010. Oppgaven utvikler også en modell for å avgjøre viktigheten av funn på ulike avhengige variabler for maktressursteorien. Vi vil derfor kunne identifisere hvor teorien har størst sannsynlighet for å stemme. Oppgaven fyller derfor et hull i faget ved å vise en formalisert måte å sammenligne funn på ulike avhengige variabler i velferdsstatsstudier på. Dette gjøres på empiriske så vel som på teoretisk grunnlag. Oppgaven utgjør altså ikke bare en test av maktressursteorien. Den gir også et skjema for hvordan man kan vurdere viktigheten av funn relativt til hvilke data fremtidige tester blir gjennomført på. Vi finner at det er sentraliserte fagforeninger, og ikke venstrepartier, som leder til sjenerøse velferdsordninger, lite behovsprøving og privatisering av risiko.

1.1 Oppgavens struktur

I kapittel 2 til 2.2 gjennomgår vi maktressursteorien. Her tar vi for oss teoriens hypoteser for indirektnedbygging, og antagelser om reformtendenser i retning av privatisering og behovsprøving. Vi gir så en teoretisk forklaring på hvorfor vi burde forvente å se mer indirektnedbygging av velferdsstaten gitt en enkel rasjonalitetsmodell. I del 2.3 tar vi for oss kritikken som har blitt reist av maktressursteorien innenfor det ny-politisk perspektivet. Vi gjennomgår så litteraturen på emnet, og framhever hvordan de fleste studier innenfor dette perspektivet har fokusert på partier og ikke fagforeninger. I del 2.5-2.6 gjennomgår vi den arbeidsgiver-forankrede kritikken av maktressursteorien slik den blir formulert i kapitalisme-variant-retningen. Vi gjennomgår så maktressursteoriens motsvar til denne kritikken og den eksisterende litteraturen. Dernest definerer vi velferdsstat som sosiale rettigheter. Her beskriver vi også en modell for å vurdere viktigheten av funnene på de ulike variablene for maktressursteorien, og viser at vi i denne oppgaven gjennomfører en enkel test av maktressursteorien. Kapittel 3 gjennomgår operasjonaliseringen av de avhengige og uavhengige variablene. Deres validitet blir så drøftet. Her presenteres også datatinnslingsprosessen og de estimeringsteknikkene som skal anvendes. Teknikkene blir vurdert i forhold til i hvor stor grad de påvirker vår evne til å teste maktressursteorien på dens premisser. Vi velger så ut to forskjellige estimeringsmodeller. I kapittel 4 presenterer og analyserer vi funnene både for arbeidsledighetstrygdsjenerøsitet, privatisering av risiko samt behovsprøving. I kapittel 5 blir våre funn satt i en sammenheng, og konsekvensene for maktressursteorien og konkurrerende teorier blir drøftet. Kapittel 6 konkluderer.

1.2 Oppsummering av funn vedrørende maktressursteorien

Denne oppgaven finner at maktressursteoriens evne til å forklare sjenerøsitet, privatisering av risiko og behovsprøving er begrenset. Venstrepartier og sekulære høyrepartier har en generell effekt på velferdsstatssjenerøsitet, men ikke på privatisering eller behovsprøving. Venstrepartieffekten viser seg også å variere over tid, hvor effekten går fra positiv på 70-tallet til negativ på 80 og 90 tallet. For privatisering

har venstrepartiene først en negativ effekt på 80-tallet - som antatt - for å så å få en positiv effekt. Vi identifiserer handelsåpenhet som en viktig faktor som forklarer venstrepartienes positive effekt på privatisering. Vi finner dermed at partiforskjeller i liten grad forklarer variasjonen i institusjonelle trekk mellom velferdsstater. Fagforeninger viser seg å være den viktigste faktoren når det kommer til å forklare sjenerøsitet og institusjonellvariasjon. Vi finner at det er sentraliseringsgraden til fagforeningene er avgjørende for denne konsistente effekten. Når det kommer til behovsprøving og sjenerøsitet, er det sentraliseringsgraden til fagforeningene som er utslagsgivende. Dette forklarer hvorfor tidligere studier, som bare har brukt medlemsmasse for å studere effekten av fagforeninger, ikke har funnet noen signifikant effekt. Vi finner både at venstrepartier og sentraliserte fagforeninger oppdaterer sjenerøsiteten til arbeidsledighetsordningene ved drift. Dette betyr at arbeidstageres maktressurser er avgjørende for om sjenerøsiteten til velferdsordningene skal bli utdatert eller ikke. Høyrepartier har ingen lignende negativ utdateringseffekt på arbeidsledighetstrygd, men høyrepartier ser isteden ut til å bruke drift som en nedbyggingsstrategi på andre velferdsordninger.

2.0 Teorier om velferdsstatsutvikling

Jeg vil i dette kapitlet gjennomgå maktressursteoriens antagelser og kritikken reist av ny-politikken og kapitalisme-varianten. Jeg vil også vise hvordan maktressursteorien besvarer denne kritikken. Gjennom denne prosessen utvikler vi et sett med hypoteser som vi bruker til å teste de ulike teoriene. Vi relaterer også litteraturen om indirekte nedbyggingsstrategier til maktressursteorien, og viser hvordan denne kan brukes til å forklare forekomsten av drift. Etter dette gjennomgår vi to institusjonelle trekk, privatisering av risiko og behovsprøving. Disse er framhevet som viktige utviklingstendenser i den perioden vi studerer. Jeg viser at maktressursteorien har klare hypoteser om variasjon i privatisering og behovsprøving. Til slutt i først del utvikler vi en formell modell som viser hvorfor indirekte nedbygging og institusjonell endring av velferdsstater burde være fremtredende trekk ved velferdsstatsutviklingen i perioden vi studerer. I kapittelets andre del viser vi hvordan maktressursteoriens antagelser kan brukes til å identifisere områder hvor teorien må stemme skal antagelsene være riktige.

2.1 Maktressursteorien

Denne oppgaven vil ta for seg en av de viktigste institusjonene i moderne vestlige samfunn, nemlig velferdsstaten. Nærmere bestemt vil oppgaven ta for seg hvordan maktressursteorien (Korpi 1983, 1989,2006; Esping-Andersen 1990; Huber & Stephens 2001; Allan & Scruggs 2004; Rothstein m.fl.2010) forklarer hvorfor noen stater har mer sjenerøse velferdsordninger enn andre, i det som beskrives som en periode med konstant budsjettnøysomhet (Pierson 2001)². Teorien, som den ble formulert av Walter

² Periode klassifiseringer er gjerne problematiske og kan gjøres på flere måter avhengig av perspektiv (Nullmeier & Kaufmann 2010), men det er en allmenn enighet i litteraturen om at dette skiftet melder seg på midten av 1980 tallet (Scruggs & Allan 2004;Pierson 2001) om enn med variasjon fra land til land.

Korpi (1983,2006), tar utgangspunkt i at ulike grupper i samfunnet har ulik makt til å forme samfunnet etter sine interesser-, som igjen er avhengig av hvilken klasseposisjon de har i arbeidsmarkedet³. Det er hovedsakelig to typer klasser: arbeidsgivere og arbeidstagerer. Dette er to internt heterogene grupper som samtidig generelt vil tendere mot å være like når det kommer til «muligheter, begrensinger, ressurser og risiko» (Korpi 2006:174). Denne klasse-dikotomien er viktig da den brukes til å skille to grupper i arbeidsmarkedet i hvilken grad de er utsatt for markedsrisiko og teorien forklarer også deres ulike preferanser for omfordeling (Korpi 2006:174). Velferdsstatsordninger innebærer en økonomisk omfordeling fra lavrisikogrupper til høyrisikogrupper. Sagt med andre ord: at noen vil bære byrden for noe de ikke får direkte nytte av. Slik oppstår forskjellene i preferanser når det kommer til velferdsordninger. De klassene som vil tjene på omfordeling og økt beskyttelse mot arbeidsmarkedsrisiko vil ha en interesse i velferdsordninger (Korpi & Palme 2003:428). Variasjon i velferdsordninger over tid og mellom land vil derfor være avhengig av den relative organisatoriske styrken til de klassene som ønsker slike ordninger og de som ikke gjør det. Teorien antar altså at forekomsten av sjenerøse velferdsordninger forklares av maktressursene til arbeidstagerne relativt til arbeidsgiverne (Korpi 2006:173)⁴.

Arbeidstagerer har for eksempel en risiko for arbeidsledighet som ikke deles av arbeidsgiverne i samme grad. De vil også ha kontroll over ulike typer maktressurser. Arbeidstagerer vil være avhengig av sin arbeidskraft og de har i liten grad mulighet til å kumulere økonomisk kapital. Arbeidsgivere vil, ved siden av å være avhengige av sin humankapital, også være utstyrt med økonomisk kapital. En ressurs som kan konsentreres og kumuleres. Dette betyr at man vil få en skjev fordeling i markedet mellom de som bare har humankapital og de som ved siden av dette har mulighet til å kumulere økonomisk kapital (Korpi & Palme 2003:426; Korpi 2006:172). Maktressursteorien trekker derfor den konklusjon at arbeidere vil være strukturelt underlagt arbeidstagerne i arbeidsmarkedet (Korpi: 1989:312;Korpi 2006). Siden arbeidsgiverne vil kunne mobilisere større maktressurser, vil de også kunne presse gjennom lønninger for arbeidstagerne som passer deres preferanser⁵. Arbeiderne vil derfor ha en interesse, ikke bare i sosiale ordninger som dekker forskjeller i klasserelatert livsrisiko, men også ønske direkte omfordeling. Dette som en korreksjon av lønnsforhandlinger i markedet (Korpi 1980). Maktressursteorien antar derfor at styrken til arbeidstagerne relativt til arbeidsgiverne vil være direkte knyttet til forekomsten av velferdsordninger og omfordeling (Korpi & Palme 2003:428).

Maktressursteorien ser velferdsstatsordninger både som en omfordelingsfunksjon og som et instrument som tillater arbeidere å gjøre seg uavhengig av markedet i bestemte perioder (Esping-Andersen 1990:19; Väisänen 1992:312; Wright 2000:983; Korpi & Palme 2003:428; Korpi 2006:168). Slik blir velferdsstaten

³ For en innføring i marxistisk klasseanalyse se Wright (2005).

⁴ Maktressurser defineres av Korpi (2006:172) som «(..) capabilities of actors to reward or to punish other actors». For en lignende definisjon se Rokkan (1987:96), og for en drøfting av selve begrepet makt se Lukes (2005).

⁵ Hovedsakelig fordi en arbeidstager kunne erstattes av en annen arbeidstager. siden det alltid ville være overskudd av arbeidskraft ga dette arbeidsgiverne kontroll over tilgangen til arbeid og innehade samtidig et strukturelt overtak i lønnsforhandlingene

konseptualisert som sosiale rettigheter som gis uavhengig av markedsinntekt (Korpi 1980: 303,1989:313; Scruggs 2007:139). Slike rettigheter og deres inngrep i markedet vil samtidig være med på å forskyve maktbalansen mellom arbeidsgivere og arbeidstagere. Sistnevnte ville nå bli mindre avhengig av arbeidsgiverne i markedet siden de har en mulighet til å «gå ut av», og gjøre seg uavhengige av markedet. Sosiale rettigheter strukturerer dermed arbeidsmarkedet ved å sette et lønnsgulv for hvor lavt lønninger kan synke (Korpi 2006:199). Hvis lønnsforslaget fra arbeidsgiverne er under satsen for arbeidsløshet har arbeiderne nå mulighet til å takke nei (Väisänen 1992:313). Sosiale ordninger fungerer altså også slik at de øker det Bo Rothstein (1992:116) har beskrevet som arbeidernes «exit-muligheter» i arbeidsmarkedet, og innebærer altså ikke bare økte skatter og avgifter for arbeidsgiverne, men også et tap i relative maktressurser overfor arbeidstagerne (Korpi 1989:313; Scruggs 2007:139). Arbeidsgiverne har derfor en interesse av å holde marked separert fra politikken. Maktressursteorien bryter dermed med teorier om strukturell marxisme som antar at sosiallovgivning oppstår som en funksjonell reaksjon for å opprettholde det kapitalistiske system. Maktressursteorien mener isteden at politisk handling kan modifisere de strukturelle ulikhetene mellom sosioøkonomiske kategorier i arbeidsmarkedet (Korpi 1980; Esping-Andersen 1990:16). I Politikkenes sfære er retten til å stemme og kollektiv organisering de avgjørende maktressursene (Korpi 1989:312). Dette betyr at arbeidstagerne kan bruke sin numeriske overlegenhet til å presse gjennom deres ønsker. Det blir derfor antatt at demokratisk politikk vil være en forlengelse av interesseforskjellene som oppstår i arbeidsmarkedet.

2.01 Klassemobilisering – fagforeninger og politiske partier

Med utvidelsen av stemmeretten muliggjorde kollektiv mobilisering en korrigerende av den markedsdrevne maktasymmetrien mellom arbeidstagere og arbeidsgivere (Korpi & Palme 2003:427). Hvis arbeidstagerne kunne mobilisere nok støtte ville de nettopp kunne bruke politiske institusjoner til å korrigere for fordelingsutfall slik de hadde oppstått i markedet (Korpi 1989:314; Väisänen 1992:312). Som et ledd i denne korreksjonen, er organisasjonsplattformer for kollektiv handling som politiske partier (spesielt sosialdemokratiske) og fagforeninger utgjør, viktige instrumenter for å drive fram arbeidstagerens interesser (Esping-Andersen 1990; Olsson 1990:284; Huber & Stephens 2001:24-25; Korpi 2006:182,204). Jo sterkere posisjon disse aktørene har, jo mer sjenerøs burde velferdsstaten være.

Fagforeningene og sosialdemokratiske partier er forskjellige aktører, men de blir behandlet i teorien som gjensidig forsterkende aktører (Esping-Andersen & Kersbergen 1992). Langvarig sosialdemokratisk dominans burde styrke fagforeningenes rolle i arbeidsmarkedet. De utgjør ulike aspekter ved arbeidstagerens maktressurser (Western 1996). Siden arbeidsgiverens maktressurser i større grad er direkte koblet til markedet, vil de sette seg imot en slik politisk innblanding i markedet (Borg & Castles 1981; Castles 1982;1986). Slik kan omfordelingspolitikk og velferdsstatens omfang analyseres som klassekamp mellom to grupper med kontrære interesser og ulikt maktgrunnlag.

Det er ingen automatikk i at arbeidere mobiliserer gjennom sosialdemokratiske partier eller fagforeninger. Situasjonelle trekk vil ha innvirkning på om arbeidstagerne danner en klasseidentitet (Stephens 1979:396;

Western 1989; Korpi & Palme 2003:427). Maktressursteorien antar ”bundet rasjonalitet” (Korpi 2001:275), og antar at aktører har begrenset informasjon og derfor tilfredsstillt istedenfor å maksimere nytte gitt deres preferanser. Det er derfor ikke slik at alle arbeidstagere automatisk vil identifisere seg med venstrepartier eller fagforeninger. Isteden ligger fokuset i maktressursteorien på *muligheten* for klassedannelse ved at alle arbeidstagere deler en lik forståelse av sin situasjonslogikk (Korpi 2006:174)⁶. Gitt at man som arbeidstager har en tendens til å møte samme situasjon i arbeidsmarkedet, ha samme ressurser og muligheter, vil man objektivt sett ha samme preferanser med hensyn til omfordeling og forsikring. Teorien har derfor en grunnleggende materialistisk forståelse av identitet, men som blir betinget av den spesifikke situasjonen arbeiderne befinner seg i. Andre mobiliseringspunkter - eller sosiostrukturelle skillelinjer som kan motgå en slik klassemobilisering - er etnisitet, språk, og religion (Stephens 1979; Rokkan 1987). Selv ved fravær av slike alternative skillelinjer, ville generelle problemer med kollektiv handling gjøre klassemobiliseringen vanskelig. Den enkelte arbeider vil kanskje ha glede av fruktene som en klassemobilisering kan gi, men det vil også de som sitter på gjerdet. Her vil sentraliserte fagforeninger og permanente politiske partier spille en rolle i å svekke denne effekten (Stephens 1979; Korpi 2001). Jo sterkere arbeidstagneres maktressurser og organisering er, jo sterkere burde arbeidstagneres klasseidentitet være (Stephens 1979).

Hvis slike kollektive handlingsproblem blir overvunnet, vil vi kunne se dannelsen av klasseforankrede partier, i det at partiets grunnfjell – de som blir antatt å tjene på partiets politikk - har spesifikke preferanser for en bestemt omfordelingspolitikk (Schmidt 1995,2010:212). Slike partier kan grupperes ut i fra hvilken partifamilie de tilhører, hvor en partifamilie antas å ha likt klassegrunnlag og dermed lignende preferanser for omfordeling. Det blir videre antatt at slike sosioøkonomisk forankrede partier vil være aktive i å modifisere de fordelingsresultater som oppstår gjennom markedet (Korpi 1989:313). Her spiller både religiøse- og agrarpartier en viktig rolle, men det er antatt at sosialdemokratiske partier vil være den sterkeste pådriveren (Korpi 2006; Schmith 2010:224). Hovedsakelig fordi man antar at sosialdemokratiske partiers grunnfjell består av lavinntektsgrupper som vil se seg tjent med omfordeling (Hibbs 1977; Pontusson & Rueda 2010:680). Sosialdemokratiske partier oppstår gjerne ut av fagforeninger som igjen utøver makt gjennom kollektive lønnsforhandlinger, streiker og mobiliserer for partiet ved valg. Partiene kan igjen styrke fagforeningene ved å opprette fagforeningskontrollerte velferdsordninger (jf. Pontusson & Rueda 2010; se også Esping-Andersen & Kersbergen 1992).

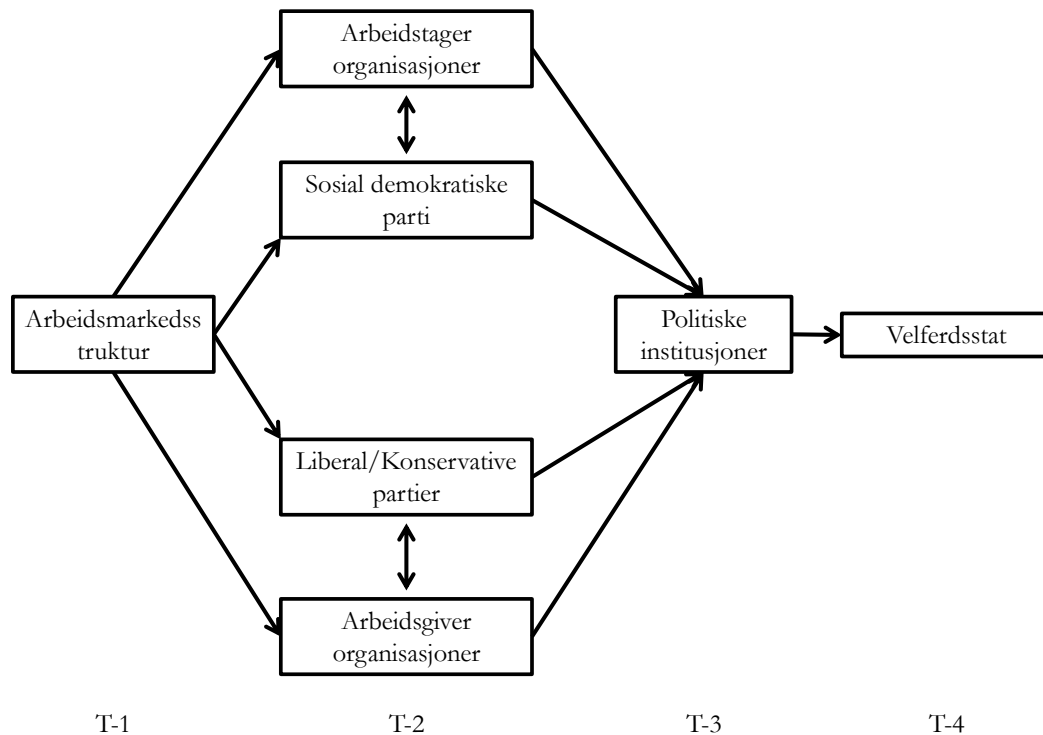
Interesseorganisasjonene utgjør derfor på mange måter noe av de politiske partienes styrke, en iakttagelse som gjør at mange behandler fagorganisasjonene og partienes maktressurser som en og samme ting (jf. Esping-Andersen 1990). En slik sammenblanding er problematisk all den tid fagforeninger hovedsakelig er rettet inn mot arbeidsmarkedet, og bare indirekte til det politiske systemet (Wright 2000). Mens partienes

⁶ Korpi siterer Goldthorps definisjon av klasse, men Korpis bruk av hovedkategoriene arbeidstager og arbeidsgiver er mer i samsvar med et neomarxistisk klasseperspektiv (Wright 2005:10). Faktisk er det større likhet mellom Goldthorps klasseskjema som legger stor vekt på ferdighets spesialisering og kapitalisme-variantlitteraturen. Se del 2.6 i denne oppgaven.

maktressurser ligger i det å sikre seg politisk makt, er fagforeningenes styrke deres organisasjonsgrad, lobbyvirksomhet for seg selv og for et sosialdemokratisk parti, samt deres rolle som forhandlingspart i lønnsforhandlingene. I forhandlinger kan også fagforeningene bytte lønnsmoderasjon mot økte velferdsrettigheter (Ebbinghaus 2010:206). De synliggjør derfor substansielle forhold ved arbeidstagneres maktressurser som ikke kan reduseres til sosialdemokratiske partiers kontroll over lovgivende myndighet. Det er også problematisk å anta at venstrepartiene utgjør den viktigste av arbeidstagneres interesseorganisasjoner. Som framhevet av Stein Rokkan (1987:96-97) er tap av stemmer og mandater ikke det samme som tap av evne til å yte innflytelse på den «faktiske politiske linje». Ved å bruke sin organisatoriske styrke kan sentraliserte fagforeninger utøve et sterkt press på regjeringer og stortingskommisjoner uavhengig av deres politiske farge og sammensetning. At de også kan tilby lønnsmoderasjon gjør at de er en viktig politisk samarbeidspartner for alle regjeringer som er interesserte å holde inflasjon og arbeidsledigheten nede (Headey 1970). Samtidig utgjør fagforeninger en «demokratisering av arbeidsmarkedet» (Pontusson 2005). I sentraliserte fagforeninger oppstår det gjerne demokratiske strukturer som gjør at demokratiets logikk om «en person en stemme» også blir gjeldende her (ibid). Ratifiseringsprosedyrer sikrer avtaler som flertallet kan stå inne for, og gir fagforeningslederne økt legitimitet innad og utad (Baccarro & Simooni 2010).

Det å skille mellom sentraliserte versus desentraliserte fagforeninger er også vesentlig for å forstå variasjonen i fagforeningenes sosialpolitikk⁷. I et originalt arbeid om klasseidentitet viser Stephens (1979) hvordan sentraliseringsgraden til fagforeningene er med på å endre deres sosialpolitiske profil og deres arbeidsmarkedspreferanser. Han mener sentraliserte fagforeninger former arbeidernes interesser ved å legge grunnlaget for en sterkere klasseidentitet. For desentraliserte fagforeninger - som yrkesbaserte fagforeninger - mener Stephens (1979:399,403) at effekten vil være motsatt. Siden yrkesbaserte fagforeninger gjerne vil motsette seg sentralisering og isteden fokuserer på å kontrollere eller begrense tilgangen på kvalifisert arbeidskraft - for å holde lønningene oppe - vil desentraliserte fagforeninger resultere i en ytterligere fragmentering av fagforeningene. Bruce Western (1989:204-205) har på sin side framhevet den organisatoriske styrken som følger med sentralisering av fagforeningene. Økt konsentrasjon og koordinering av ressurser gjør det enklere for fagforeningene å opptre samlet (Stephens 1979:399; Korpi 2001). Sentraliseringsgraden av fagforeningene burde dermed være en tydelig indikator på arbeidstagneres preferanser og maktressurser (jf. Huber & Stephens 2001:26).

⁷ Med sentraliserte fagforeninger følger jeg Visser (2008) og Iversen (1999) i å forstå dette som konsentrasjon av autoritet vertikalt, og graden av koordinering horisontalt mellom fagforeninger. Denne skilnaden er også i noen grader ment å fange opp skille mellom industriorganiserte fagforeninger vs yrkesorganiserte (craft based). Der yrke organiserte eller politisk og religiøst splittede fagforeningsbevegelser gjerne vil bli fanget opp i forekomst av økt fragmentering og manglende koordinering mellom fagforeningene (Iversen 1999).



Figur 1 Maktressursteorien

Figur 1 oppsummerer hvordan arbeidsmarkedet legger grunnlaget for grupper som kan mobiliseres og den temporale dimensjonen ved en slik prosess. Det er ingen automatisk progresjon mellom de ulike stadiene i modellen. Snarere er det slik at de interesseorganisasjonene som blir etablert ut ifra disse gruppene må arbeide for å mobilisere sine potensielle medlemmer. I hvilken grad de klarer dette vil betinge de relative maktressursene mellom gruppene. Interesseorganisasjonene og partiene er involvert i en vekselvirkningsprosess hvor begge to er med å styrke den andre (Wallerstein 1989; Van Kersbergen 1992; Huber & Stephens 2001). Organisasjonene ved å sikre et grunnfjell for partiene. Partiet ved å opprette ordninger hvor organisasjonene har viktige roller som kan styrke deres medlemsgrunnlag. Den relative styrken mellom partiene og arbeidsmarkedsorganisasjonene blir så betingende for det politiske mulighetsrommet: i hvilken grad sosialdemokratisk politikk kan gjennomføres er derfor et produkt av fordelingen av ressurser i de politiske institusjonene. Eller, sagt på en annen måte, avhengig av fordelingen av ressurser i det som kan betegnes som det politiske «mulighetsrommet».

Maktressursteorien og dens fokus på politiske partier i nyere tid gjør at det kan være vanskelig å skille maktressursteorien og partiteorien for velferdsstatsutvikling⁸ (Hibbs 1977,1992). Begge ser partifamilier som representanter for sine egne sosioøkonomiske grupper med sprikende preferanser når det kommer til velferdspolitik. De har også flere av de samme antagelsene. Kanskje viktigst er antagelsen om myndigheters mulighet til å faktisk kunne sette sosial politikk ut i livet. Altså at politikere har

⁸ Dette skilles gjøres også sjelden i litteraturen, men se Schmidt (1996:170) og Häusermann m.fl. (kommende:5-6).

implementeringsevne. Samtidig som disse politiske avgjørelsene har varige implikasjoner for nasjonalpolitikk (Scmidt 2010:211-212). Partiteorien og maktressursteorien skilles ved at sistnevnte framhever viktigheten av alternative organisasjonsformer utenfor partiet, slik som fagforeninger (Korpi 1993:780)⁹. Dette gjør at en gjendrivelse av partiteorien vil ikke avkrefte maktressursteorien. For at dette skal være tilfelle må man finne at fagforeninger heller ikke har en effekt på omfordeling i arbeidsmarkedet eller sosialpolitikk

For å oppsummere ser vi at den relative styrken til de sosialdemokratiske partiene og fagforeningene vil være betingende for graden av omfordeling og på graden av et lands sosialpolitikk. De innehar rollen som arbeidstagerens aktører og blir antatt å fremme deres interesser gjennom politisk handling. Ved å studere i hvilken grad variasjonen i sjenerøsitet i et lands velferdsordninger forklares av styrken til sosialdemokratiske partier og fagforeninger vil vi kunne avgjøre gyldigheten til maktressursteorien.

H1: Venstrepartiers og fagforeninger styrke er positivt korrelert med sjenerøsiteten til velferdsstatsordningene.

2.2 Ny kontekst? Nye aktører?

Siden 1990-tallet har maktressursteorien blitt kritisert for manglende evne til å kunne forklare velferdsstatsutvikling etter 1970¹⁰. Her har særlig Paul Piersons (1994, 1996, 2001) ny-politikk tilnærming vært viktig i å utfordre teoriens antagelser. Pierson (1996) begynte med å observere at arbeidstageres maktressurser var på tilbakegang i de fleste land som i perioden 1945-1970 hadde etablert sjenerøse velferdsstater. Fagforeningsorganisasjonsprosenten sank, og venstrepartiene mistet regjeringsmakt i land hvor deres styrke tidligere hadde vært nærmest hegemonisk. Samtidig med denne tilbakegangen observerte Pierson (1996) at både demografiske og økonomiske faktorer som økende arbeidsløshet, høy inflasjon og svekket økonomisk vekst, gjorde videre velferdsstatsekspansjon umulig. Isteden beskrev han at man hadde kommet til en periode hvor dagsorden bestod i å få nasjonalbudsjettene i balanse.

Ifølge maktressursteorien burde man derfor observere en generell tendens til velferdsstatsnedbygging i OECD-land. Pierson (1994,1996) fant i flere kasusstudier ingen tegn på en slik radikal nedbygging. Selv i land som Storbritannia og USA, hvor forekomsten av ideologiserde høyreparti burde ha gitt utslag i form av velferdsstatsnedbygging, fant Pierson (1994) liten grad av endring i det formelle rammeverket til velferdsstaten. Institusjonene var intakt. Pierson (1996:158-9) fant videre støtte til denne påstanden ved å se på utviklingen av utgifter til sosiale formål. Sosialutgiftene, i andel av BNP, hadde steget gjennom hele

⁹ At man derfor har utelatt fagforeninger i tidligere studier må derfor ses på som problematisk gitt muligheten for målforskryvning (at en organisasjon endrer målsetting fra hva som var det opprinnelige målet) eller feilestimering. De to mest gjennomgående begrunnelsene for å utelatte fagforeninger ser ut til å ha vært multikolaritet (Esping-Andersen 1990;Huber m.fl. 1993) eller at man antar at effekten uansett gitt teoretiske antagelser skal være lik (Huber & Stephens 2001). For unntak om fra denne tendensen se Iversen (2001), Kwon & Pountusson (2010) og Jensen (2011B).

¹⁰ For en gjennomgang av manglende kvantitativ støtte til maktressursteorien for oppbygningsperioden se Castle (1986:670).

perioden. Kasusstudier av Tyskland og Sverige vist at dette var et generelt fenomen. Piersons (1996:150) konklusjon var klar:

“Cutbacks in social programs have been far more moderate than the sharp drop in labor strength in many countries might lead one to expect, and there appears to be little correlation between declines in left power resources and the magnitude of retrenchment.”

For å forklare denne kontinuiteten i institusjonene framhev Pierson (1996, 2004) hvordan stivhengighetsprosesser, eller selvforsterkende prosesser, gjorde en radikal nedbygging av velferdsstaten vanskelig. Velferdsprogrammene var så populære at de utviklet sine egne støttespillere. Både velgere, målgruppen for ordningene og produsentene av tjenestene ville forsvare ordningene, og straffe politikere som kuttet i dem. Pierson (1996:146) mente videre at politikerne nå fikk erfare at det var relativt enkelt å utvide velferdsordninger, men å ta ordninger fra velgere var et helt annet prosjekt. Avgjørende for å forklare dette er at velgerne var preget av kognitiv negativitetsskjevhet (jf. Kahnman & Tversky 1979). Man holder på det man har fordi man ikke kan være sikker på om endringer faktisk vil være til det bedre. Implikasjonen var klar. Selv om politikerne kunne love lavere skatter som resultat av en innskrenking i sosialpolitikken, ville velgerne fortsatt sette seg imot nedbygging. Velferdsstatens videre utvikling ville derfor være uavhengig av arbeidstagernes maktressurser. Denne slutningen ble fulgt opp med en kritikk av partipolitikk-tesen. Partipolitikk, ble det hevdet, er heller ikke lenger hva det var. Grunnet innsnevrede nasjonalbudsjett er partienes handlingsrom innskrenket i en slik grad at forskjellene mellom partiene i faktisk politikk er blitt betraktelig redusert (jf. Dalton & Wattenberg 2002). Partifarge, mente Pierson, spiller liten rolle når alle regjeringer må få budsjettene i balanse.

Pierson (1996:149) hevder derfor at maktressursteoriens evne til å forklare denne nye perioden er begrenset. En påstand som også støttes av kvantitative studier som fant lite nedbygging og at maktressursteoriens og partiteoriens forklaringskraft varierte over tid (Cusack 1999: 479; Iversen & Cusack 2000: 333; Caul & Gray 2000: 234; Huber & Stephens 2001: 301-302; Garret & Mitchel 2001; Swank 2001: 225; Kittel & Obinger 2003: 32; Kittel & Weiner 2005: 284 Iversen 2005: 207; Reuda 2005:69,2006:397,2008; Zohlnhöfer m.fl. 2008; Hicks 2008,2010; Bolzendahl 2009:133; Iversen & Sosckie 2009; Kristial 2010: 795; Kwon & Pontusson 2010:253; Jensen 2011A:131-132,2011B; Scruggs m.fl. 2012)¹¹. Scheve & Stasavage (2009) finner ingen direkte langvarig effekt av sosialdemokratisk styre på graden av inntektsulikhet fra 1914-2000¹². David Rueda (2008:379) finner ingen effekt av sosialdemokratiske partiers politikk på utgifter til sosiale overføringer, og bare en betinget effekt på ulikhet før skatt og overføringer. Mahler (2008) finner ingen direkte effekt av venstrepartier på omfordeling etter skatt og velferdsutbetalinger, men finner isteden at høyere valgdeltagelse er forbundet med økt

¹¹ Ingen av studiene her sitert her finner konsistente, robuste effekter av venstrepartier eller fagforeninger. Sidetallet henviser til de estimerte modellene i artiklene.

¹² Scheve & Stasavage (2009:234-5) finner en sterk negativ effekt av fagforeninger på ulikhet, noe som bekrefter maktressursteorien antagelse om at fagforeninger vil jobbe for å modifisere arbeidsmarkedsutfall.

omfordeling. Enkelte fant at effekten av venstrepartier varierte med kontekst. Jensen & Mortensen (2011) finner at sosialdemokratiske partier forholder seg strategisk til muligheter for å ekspandere eller kutte i velferdsordningene. Der institusjonelle forhold gjør det lett å skjule kutt, blir det kuttet, mens der det er lett for velgerne å plassere skyld, ekspanderer venstrepartier velferdsstaten. Andre fant at venstrepartier i land hvor sosialdemokratene tradisjonelt hadde vært sterke måtte se seg slått av høyreregjeringer i bruken av sosiale utgifter (Jensen 2010A) siden høyrepartiene måtte kompensere overfor velgerne for venstrepartienes sakseierskap til velferdsstaten (Ross 2000; Green-Pedersen 2001). Det motsatte viser seg å holde i ikke-tradisjonelle sosialdemokratiske land. Her ekspanderte venstrepartiene, mens høyrepartiene kuttet i utgifter til sosialutbetalinger. Flere har funnet at partieffektene ikke lenger blir signifikante i den postindustrielle periode. Huber & Stephens (2001) finner sterke og signifikante effekter av venstrepartier på ulike mål på sosiale utgifter, og bruttoerstatningsrater på arbeidsledighetstrygd før 1990, men finner ingen signifikant partieffekt på sosiale utgiftsmål etter dette. Kittel & Obinger (2003) finner en lite robust effekt av venstrepartier på endring av sosiale utgifter på 1980-tallet, og konkluderer med at effekten forsvinner på 1990-tallet. Protrafke (2009) finner også at venstrepartier har en signifikant effekt på 80-tallet, men at denne faller bort på 90-tallet. Tilsammen peker dette på at venstrepartiene ikke lenger klarer å forme velferdspolitikken i den postindustrielle periode, slik ny-politikken antar.

Andre går lengre i å hevde at selve forståelsen av sosialdemokratiske partier som de som ivaretar arbeiderklassens interesser, ikke lenger er en treffende beskrivelse. I det postindustrielle samfunn blir det hevdet å ha skjedd en splittelse innad i gruppen av arbeidstagere som ikke gjør det mulig å snakke om en ens situasjonslogikk for alle arbeidstagere (Iversen & Cusack 2000:324; Rueda 2005,2007; Häusermann 2010,2011). Her blir det framhevet at heterogeniteten til arbeiderne i ferdigheter og inntekt har økt. Dette gjør at arbeiderne i økende grad blir splittet i sine preferanser for sosialpolitikk. En slik økende heterogenitet blant arbeidstagerne sies å gjøre antagelsen om sosialdemokratiske partier som arbeidstagerens interesseholder utdatert, siden partiene må velge hvilke grupper av arbeidstagere de skal forholde seg til eller representere. Her er skillet mellom de på innsiden og de på utsiden av arbeidsmarkedet spesielt avgjørende. Førstnevnte kjennetegnes ved at de har sikre jobber; de opplevde ikke endret risikostruktur på 1970 tallet hvor langvarig arbeidsløshet ble et kjennetegn ved vestlige samfunn (Korpi & Palme 2003:429), mens sistnevnte (outsiderne) kjennetegnes ved enten langvarig arbeidsløshet eller ansettelse i jobber med liten beskyttelse mot tilfeldig avskjedigelse og lave lønninger (Rueda 2005:62).

Ved å ta utgangspunkt i denne splittelsen hevdet David Rueda (2005:62; 2007:2) at sosialdemokratiske partier ville representere insiderne og deres preferanser der de to gruppenes preferanser kunne komme i konflikt. Hovedsakelig fordi insiderne gjerne er organiserte og stemmer ved valg, noe som gjør dem til en viktig velgergruppe i forhold til outsiderne. Rueda antar her at grunnfjellet må delta i valg for at partiet skal vinne valg. Konflikter mellom outsiderne og insiderne mener Rueda forekommer dersom man har velferdsstatsordninger som tjener den ene parten på bekostning av den andre. Her er arbeidsaktivisering

(opplæringsordninger, direkte jobbetablering, statlig betalt praksisplass osv.) spesielt viktig fordi det innebærer økte skatter på innsiderne som ikke direkte tjener på slike ordninger – de er medlemmer i arbeidslivet - som også har usikker effekt. I tider med økonomisk-vekst kan insidene godta å bære kostnadene ved aktiviseringsprogram, men i perioder med budsjettnøysomhet vil de ha lavere godvilje for det å bære slike kostnader. Rueda mener derfor at sosialdemokratiske partier ikke lenger kan føre en politikk som tjener både insidene og outsiderne. De ender derfor opp med å gå imot tradisjonell sosialdemokratisk ideologi og støtte insidene for å sikre seg gjenvalg.

Alle fasettene av ny-politikken presentert over har det til felles at de mener maktressursteorien var avgjørende for å forstå velferdstatsutvikling i velferdsstatens gullalder (eks. Pierson 1996; Rueda 2005), men at teoriens forklaringskraft er temporalt betinget til denne perioden¹³. Venstrepartier og fagforeninger er ikke lenger de viktigste aktørene når det kommer til å forklare velferdsstatsvariasjon. Siden nullhypotesen til maktressursteorien (ingen effekt av venstrepartier og fagforeninger) er hypotesen til ny-politikken spesifiserer vi ingen eksplisitt hypotese for ny-politikken.

2.3 Maktressursteorien i ny kontekst

Maktressursteoretikerne på sin side framhever at selv om grunnlaget for politikken har endret seg i retning budsjettnøysomhet, mener de at en slik virkelighetsforståelse burde gjøre konfliktlinjen mellom velferdsstatens protagonister og antagonister klarere. Dette burde igjen føre til at partipolitikken skulle bli avgjørende for om man ville få kutt eller ikke (Olsson 1990:34; Korpi & Palme 2003). Gitt at nøysomhetsperioden innebærer kutt, betyr jo dette at man isteden for å se om venstrepartier er forbundet med større vekst burde studere om høyrepartier er forbundet med sterkere kutt (jf. Borg & Castles 1981; Allan & Scruggs 2004). Logikken kan oppsummeres i antagelsen om at hvis det var variasjon på vei opp, burde det også være variasjon på veien ned. Maktressursteoretikerne vil derfor hevde at det er nettopp i nøysomhetsperioder det vil være stor sannsynlighet for å se økende, ikke mindre, partiforskjeller. Selv om fagforeninger har opplevd en generell nedadgående tendens siden 1970-tallet, er variasjonen mellom land i denne nedgangen fortsatt stor (Visser 2007:138). På andre områder som for eksempel dekningsgrad ved lønnsforhandlinger, har fagforeninger sett en økende innflytelse (ibid.), mens konsentrasjonen og koordineringen fagforeninger imellom har økt i flere OECD-land siden 1980 (Visser 2007)¹⁴. Det er dermed ikke slik at fagforeningene som aktører helt har forsvunnet fra bildet, eller at nedgangen har vært så entydig i alle land at man ikke kan bruke fagforeninger til å forklare variasjon i velferdsstatsutvikling.

¹³ Samtidig er det som hentydet flere forskjeller innad i denne ”ny-politikken” tilnærmingen, men den avgjørende forskjellen ligger i hvordan de ser for seg muligheten for oppdatering og reform i møte med denne nye perioden med nøysomhet. I Piersons (1996) opprinnelige formulering blir problematikken i velferdsstatens gullalder beskrevet som problemet om hvem som skulle nyte godt av velferdsgodene, mens nøysomhetens periode blir beskrevet ved ”hvem skal tape mest”¹³. Alternativt har vi de som framhever at nye risikoprofiler har vokst fram som ikke lenger er like godt dekket av de allerede eksisterende ordninger (Hacker 2005; Bonoli 2007; Häusermann 2010). Til sammen betyr dette at vi i nøysomhetens periode teoretisk skal kunne observere både kutt, reformer av eksisterende ordninger og nye former for sosiallovgivning.

¹⁴ For en definisjon av disse komponentene se metodologidelen (3.32)

Maktressursteoretikere har også svart på ny-politikken ved å framheve nytten av å inkorporere innsikter fra ny-institusjonalismen i maktressursteorien (Korpi 2001).

Maktressursteoretikere har likeens kritisert flere av ny-politikens antagelser. Korpi & Palme (2003) kritiserer Pierson (1996) for hans konseptualisering av velferdsstatens gullalder som en periode med uproblematisk ekspansjon av velferdsordninger. De framhever at kampen om velferdsstatsutvikling alltid innebar tap av nåværende goder for investering i mulige framtidige goder. Siden nye utvidelser av sosiale ordninger i velferdsstatens gullalder var ensbetydende med å øke skattene. Korpi & Palme (2003:431-441) går også videre i å kritisere Pierson for å ha misforstått tilbakeføringsmekanismen rundt velferdsstaten. De mener at det er riktig at de som nettopp bruker og behøver sosiale ordningene også vil slåss for å bevare disse, men samtidig framhever de at det ikke er tilfeldig hvem som er de største brukere av sosiale ordninger, eller behøver dem mest. De benekter derfor ikke at velferdsstatsordninger kan ha tilbakeføringsmekanismer. De hevder isteden at slike mekanismer gjerne vil ha en klassesjenerøsitet ved seg. Om så er tilfelle vil være avhengig av typen velferdsprogram. Mens pensjonsordninger vil kunne etablere brede koalisjoner av ressurssterke individer, vil arbeidsledighetstrygd ikke på samme måte kunne ha samme popularitet eller en like spredt brukermasse (Korpi & Palme 2003:432). Dette gjør at en av de viktigste mekanismene i «ny-politikkens» litteratur ikke kan tas for gitt. Eller er uavhengig av klasse. De tradisjonelle støttegruppene - som fagforeninger og venstrepartier - vil da være viktige aktører i å opprettholde sjenerøsiteten til ordninger som ikke naturlig danner sterke støttegrupper.

Empirisk fundert kritikk har blitt reist mot flere av studiene som lå til grunn for påstanden om svekkede partieffekter. Korpi & Palme (2003:434) viser at det - i motsetning til Piersons påstander - hadde vært en kraftig nedbygging i Storbritannia, spesielt i arbeidsledighetstrygd og ulykkesforsikring målt i erstatningsrater til en gjennomsnitts produksjonsarbeider, hvor erstatningsraten til sistnevnte i 2000 hadde nådd et nivå under det den hadde på 1930 tallet¹⁵. Dette støttes av Huber & Stephens (2001:301) sin kassustudie, som finner at det har forekommet store kutt i Storbritannia i samme periode som Pierson studerte. Allan & Scruggs (2004:502) framhever at sosialutgiftene i Storbritannia og USA som ble brukt av Pierson selv, viser at begge landene brukte mindre på sosialutgifter målt i prosent av BNP i 2000 enn i 1970¹⁶ (men se Pierson 2011:13). Hinrich & Lynch (2010:357) bygger opp om dette ved å trekke fram de drastiske kuttene i det britiske pensjonssystemet (SERPS) i 1988 som eksempel på kutt i formelle strukturer. Clayton & Pontusson (1998:69-70) påpeker at på grunn av forekomsten av økende, langvarig arbeidsledigheten, hadde den faktiske sjenerøsiteten til velferdsstaten blitt svekket. Hovedsakelig fordi de fleste ordningene i OECD-land var avhengige av fast tilknytning til arbeidsmarkedet. Man burde altså sett en utvidelse velferdsstaten, skulle den opprettholde samme sjenerøsitetsnivå for samme andel av befolkningen. Stabilitet i selve velferdsstatsinstitusjonene var ikke det samme som at sjenerøsitetsnivået hadde stått stille.

¹⁵ Deres data bygger på erstatningsrater fra SCIP datasettet (Korpi & Palme 2007).

¹⁶ De kritiserer også Huber & Stephens (2001) statistiske analyse for manglende kontrollvariabler

Studier som har fokusert på de ideologiske forskjellene mellom partiene finner fortsatt ingen konvergens mellom partier på spørsmål om skatt og omfordeling. Som oppsummert av Schmidt (2010:213-215) har studier av partiprogrammer og partimanifester funnet fortsatt signifikante forskjeller mellom de ulike partifamiliene. Sosialdemokratiske partier står fortsatt for mer skatt og et større offentlig tjenestetilbud enn sekulærkonservative og liberale partier¹⁷. Andre finner at venstrepartier beveger seg til venstre ved økende ulikhet relativt til sentrum-høyrepartiene ved høy valgdeltagelse (Pountusson & Rueda 2010). Disse studiene må ikke trekkes for langt. Selv om partiforskjeller fortsatt er gjeldende i hva partier sier de gjør, etablerer ikke dette linken mellom intensjon til handling og utfall. Slike studier av partimanifestdata gir oss bare en antydning om mulige partieffekter på velferdsstatsutvikling. Igjen står spørsmålet om de faktisk gjør som de sier.

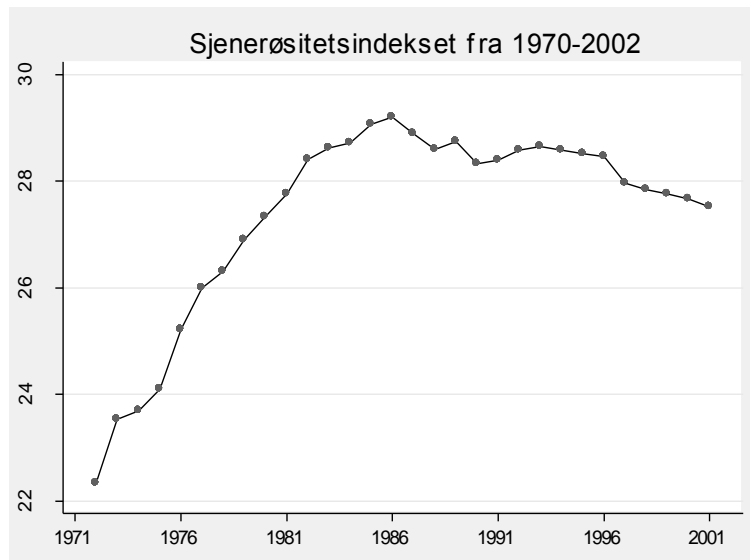
Hvis partier i større grad en tidligere har svekket sine klasseforbindelser burde vi se en nedgang i klassebasert stemmegivning. Studier som har sett på hva som gjør at velgere stemmer på venstrepartier finner støtte for maktressursteoriens antagelse om at man stemmer ut ifra sin sosioøkonomiske posisjon (Cusack m.fl. 2006:378). Å være arbeidsledig, eller befinne seg i en jobb med stor sannsynlighet for å bli arbeidsledig, predikerer både en positiv holdning til omfordeling, men også til å stemme på venstrepartier. Mens økt inntekt, eller status som arbeidsgiver i arbeidsmarkedet, øker sannsynligheten for å stemme til høyre (Finnserås & Vernby 2011:62). Dette kan virke som om det støtter opp om mikroantagelsene til maktressursteorien. Samtidig er et viktig å framheve at disse studiene ikke gjendriver ny-politikkens antagelser. Ny-politikk får også støtte i disse studiene (se Knutsen 2005). Knutsens (2006:182) komparative studier av klassesstemmegivning over tid viser da også at klassestemmegivning har blitt svekket i de fleste land.

2.31 Ingen nedbygging?

Som vi så, har Pierson stilt spørsmålet (2011:12) « how much change is there to explain?». Er det virkelig slik at det ikke har forekommet signifikant nedbygging av sosiale ordninger i den postindustrielle perioden? Hvis vi går direkte på spørsmålet om vi kan se tendenser til kutt i velferdsstatsutviklingen ser vi raskt at det er ganske mye endring å forklare. I figur 2 ser vi utviklingen til den gjennomsnittlige sjenerøsitetsskåret utviklet av Lylle Scruggs (2004) over 18 land fra 1971-2002¹⁸. Indekset fanger opp sjenerøsiteten til statlige pensjon, arbeidstrygd og sykeforsikring.

¹⁷ Det samme gjelder kristendemokratiske og i noen grad sentrumpartier som også å akseptere høye skatteinivåer for å sikre offentlig ordninger.

¹⁸ Sjenerøsitetsskåret konstrueres ved å slå sammen sjenerøsitetsskårene til et land på arbeidsløshetsstrygd, sykeforsikring og pensjonsordning. Disse sjenerøsitetsskårene er et resultat av delindekser som for eksempel erstatningsrate og kvalifikasjonsdager innenfor disse programmene til et land i et gitt år. Se Scruggs (2007A) for en gjennomgående beskrivelse av indekset.



Figur 2 Gjennomsnittlig sjenerøsitet for 18-OECD land

Vi ser at den oppadgående trenden etter 1970 blir reversert rundt 1986, for å så falle tilbake på samme gjennomsnitt man hadde i 1980. Dette betyr at hele utviklingen vi ser fra 1980-tallet og fremover blir reversert fra 1986 til 2001. Det er vanskelig å argumentere for at dette ikke er viktig variasjon, eller at det ikke er tale om nedbygging av velferdsordninger.



Figur 3 Gjennomsnittlig erstatningsrate for 18-OECD land

Ser vi isteden bare på erstatningsraten for arbeidsledighetstrygd¹⁹ til en gjennomsnittlig produksjonsarbeider, ser vi et enda tydeligere bilde av nedbygging. I figur 3 har vi plottet den gjennomsnittlige erstatningsraten for vårt utvalg fra 1971 til 2002. Vi ser at ved slutten av vår periode har man gått tilbake til det sjenerøsitetsnivået man hadde ved slutten av starten på 1970-tallet. Det har altså

¹⁹ For en gjennomgang av endringer i arbeidsledighetstrygd i den postindustrielleperiode se Sjöberg m.fl. (2010:425-429)

forekommet større kutt i erstatningsraten til arbeidsledighetstrygd enn i indekset som helhet Dette er ikke overraskende, siden det er erstatningsraten som måler ordningens sjenerøsitet relativt til samfunnet for øvrig²⁰. Pierson (2011) har rett i at det har foregått mindre endring når det kommer til dekningsgrad og kvalifikasjonskrav, men siden erstatningsraten har sunket så drastisk burde vi faktisk sett at disse komponentene burde blitt mer sjenerøse for å kompensere for kuttene.

2.32 Partieffekter i ny kontekst

Selv om statistiske studier har funnet svekkede eller betingede partieffekter, har også kvantitative studier avdekket relativt sterke og konsistente partieffekter på velferdsstatsutvikling (Garrett & Lange 1991:562; Hicks & Swank 1992; Schmidt 1995:157; Korpi 2001; Moene & Wallerstein 2001A:869, 2003:503; Korpi 2003; Korpi & Palme 2003; Allan & Scruggs 2004; Martin & Swank 2004; Brady m.fl. 2005:938; Swank 2005:191; Amable m.fl. 2006; Cusack m.fl. 2006; Barth & Moene 2008:200; Castle 2008:54; Huo m.fl. 2008:15-16; Iversen & Stephens 2008:619; Hicks & Freeman 2009; Stephens 2010:524; Tepe & Vanhuyse 2010:1226-1227; Bonoli & Reber 2011:113; Korpi & Englund 2011; Rotshtein m.fl. 2012:18-22). Både Allan & Scruggs (2004), Korpi & Palme (2003), Hicks & Freeman (2009) og Jensen (2011E) finner at sosialdemokratiske partier er forbundet med en mindre sannsynlighet for kutt i erstatningsrater i arbeidsledighetstrygd, sykeforsikring og pensjon, og at det motsatte gjelder høyrepartier. Andre har funnet positiv korrelasjon mellom fagforeninger og omfordeling (Bradley m.fl. 2003; Pontusson 2005:61; Lupu & Pontusson 2011:327). Finnserås & Verneby (2011) viser at partieffekten varierer med ideologisk distanse (polarisering) mellom venstre- og høyrepartier. Der det er høy grad av ideologisk polarisering finner de at høyrepartier er forbundet med mindre arbeidsmarkedsjenerøsitet enn venstrepartier²¹). Jensen (2011C) viser at venstrepartiers effekt på velferdsstaten er avhengig av graden av korporativisme, men at dette mønsteret varierer over tid. Venstrepartier har ikke en signifikant påvirkning på utgifter til sosialutbetalinger i perioden 1980-1990, uansett graden av korporativisme. Dette endrer seg i perioden 1990-2001. Her har venstrepartier ved høye verdier av korporativisme en positiv signifikant effekt på sosialoverføringene. Både Kwon & Pontusson (2010) og Finnserås & Verneby (2011) finner varierende partieffekter over tid ved bruk av en moving-avrages teknikk, men de finner ikke at venstrepartier eller høyrepartiene ikke har en signifikant effekt på velferdsstatssjenerøsitet på 90-tallet. Disse resultatene peker gjør at vi ikke kan avvise partieffekter også i den postindustrielle periode.

Et problem med litteraturen som viser fortsatte partieffekter, er at den på mange måter har fokusert på spørsmålet om partieffekter, og i mindre grad sett på effekten av fagforeninger (Starke 2006:108; Nijhus

²⁰ Selv om vi ikke har data for erstatningsrateendringer etter 2002, viser Scruggs m.fl. (2011) foreløpige gjennomgang av i arbeidsledighetstrygd for flere inntektsgrupper for 14 OECD-land etter 2002 tydelige tegn på nedbygging. Spesielt for høyinntektsgrupper. De finner ingen sterk effekt av finanskrisen i 2008, men dette kan være, som de selv framhever, fordi videre kutt ikke er mulig siden de kuttene som allerede har forekommet er av en så drastisk karakter at man har nådd bunnen for hva som er forsvarlig (Scruggs m.fl. 2011).

²¹ Arbeidsmarkedssjenerøsitet er en aggregert indeks av sjenerøsitetsindeksene til arbeidsledighetstrygd og syketrygd (se Scruggs 2007A).

2009; Tepe Vanhuysse kommer)²². To av de mest prominente artiklene som går imot ny-politikkens antagelser har det tilfelles at de ikke inkluderer fagforeninger i deres modeller (Korpi & Palme 2003; Allan & Scruggs 2004). Noe karikert kan man si at fokuset på å få «partier inn» har gjort at fagforeninger har falt ut. Vi har sett at det er unntak til denne tendensen, men å utelatte fagforeninger har fortsatt den konsekvensen at man ikke helhetlig tester maktressursteorien. Teorien spesifiserer at både fagforeninger og venstrepartier, sett på som arbeidstagneres interesseorganisasjoner, skal stå for en utvidelse av sosiale rettigheter forstått som velferdsordninger (Korpi 1980:298). Å studere den ene uten den andre gjør at man ikke kan trekke slutninger om teorien som helhet i den post-industrielle perioden. Dette problemet blir forverret ved at de studiene som faktisk har studert fagforeningenes effekt har gjort dette ved å bruke graden av fagorganiserte arbeidere i prosent av alle sysselsatte arbeidere. De har dermed ikke sett på i hvilken grad sentraliseringsgraden til fagforeningene påvirker deres evne til å føre en aktiv sosialpolitisk linje²³. Hvis det er slik at mobiliseringsgraden til fagforeningen ikke forklarte spesielt mye av oppbygningen til velferdsstaten (jf. Hicks & Swank 1984:274,1992:670;Western 1989:212), er det vanskelig å forstå hvorfor dette skal ha endret seg i den postindustrielle periode. Som Ebbinghaus (2010:199) framhever må reformer gjerne få fagforeningenes godkjennelse. De innehar dermed vetomakt over velferdsstatsendringer og troverdighet som veto-spiller (sentraliseringsgrad) burde forme politikeres evne til å gjennomføre kutt. Det er også viktig å framheve at sentraliseringsgraden til fagforeningene burde påvirke hvordan fagforeninger stiller seg til arbeidsmarkedsoutsidere. Siden sentralisering skal påvirke i hvilken grad fagforeninger fører en politikk som inkluderer interessene til alle arbeidstagerne og ikke bare grupper. Det er problematisk at dette ikke har blitt testet i ny-politikk studiene. Det finnes ingen kvantitative studier av ny-politikkens antagelser om heterogenitet blant arbeidstagerne som tar høyde for sentraliseringen av fagforeninger²⁴.

Når det kommer til ny-politikkens fokus på stivhengighet er viktigheten av institusjoners effekt på maktforhold framhevet av flere maktressursteoretikere (Wright 2000:991; Korpi 2001; Huber & Stephens 2001). Korpi (2001) finner at hvordan velferdsstatene var konstruert betinget mobiliseringsgrunnlaget til de sosialdemokratiske partiene og fagforeningene. Primæreksempelet var hvordan de statskorporative ordningene, som gjerne oppstod i europeiske land, splittet arbeiderbevegelsen ved at de tildelte forskjellige ordninger til forskjellige typer arbeidere. Dette styrket interessemotsetningene mellom arbeiderne, og det blir vanskeligere å mobilisere en samlet arbeiderbevegelse. Lignende effekter av behovsprøvde ordninger er allerede beskrevet over. Institusjoner kan altså forme maktgrunnlaget som aktørene har i en gitt situasjon.

²² Fagforeninger har i den kvalitative litteraturen om sosialpakter en mer framtrædende rolle. Se for eksempel Ebbinghaus og Hassel (2000).

²³ Som framhevet av Esping-Andersen (1990:29) «It is clear that a working-class mobilization thesis must pay attention to union structure».

²⁴ Men se Hausermann (2010) for en kvalitativ studie av hvordan det svenske LO reagerte på pensjonsreformen av 1994.

Det er her viktig å framheve hvordan institusjoner blir forstått i maktressursperspektivet. Aktører som ønsker å opprettholde en dominerende posisjon kan segmentere sin stilling ved å opprette institusjoner som fremmer deres interesser (jf. Bachrach & Baratz 1962). Institusjoner kan formes på en slik måte at de etablerer maktassymetrier, der noen har rigget spillet i sin favør (Pierson 2000B). Institusjoner blir derfor konseptualisert som et resultat av tidligere perioders maktkamp mellom arbeidstagere og arbeidsgivere. Disse institusjonene er igjen med å strukturere klassenes nåværende maktressurser (Korpi 2001:269). Korporative ordninger som skilte mellom ulike kategorier av arbeidere i arbeidslivet var nettopp en slik type institusjon (Korpi 2001). Kristendemokratene, som først og fremst ønsket statusopprettholdelse, sikret sine langsiktige interesser ved å konstruere et system som økte forskjellene mellom arbeiderne (ibid.). Et annet eksempel er sosialdemokratenes utvidelse av velferdsordningene til å også kunne dekke middelklassen. På denne måten kunne sosialdemokratene sikre offentlig støtte til velferdsstaten fra den nye middelklassen når de klassiske industriyrkene ble svekket (Esping-Andersen 1990). Intensjonal konstruksjon av institusjoner kan dermed være med å sikre en aktørs videre interesser uten direkte maktbruk²⁵. Dette fordi maktbruk innebærer kostnader ved å mobilisere ens ressurser. Institusjonell konstruksjon er derfor et reelt alternativ til en kostbar maktkamp (Korpi 2001). Kontinuerlig partidominans over tid fra ett parti bør derfor kunne ha den effekt at dette partiet former andre partiers mulighet til å operere. Vi vil i slike situasjoner kunne se at andre aktører må ta til takke med å realisere sine sekundære preferanser (Pierson & Hacker 2004). Eller at deres muligheter til å påvirke politikken blir begrenset. Dette er en innsikt som bør være med oss når vi skal konstruere lagstruktur i våre statistiske modeller.

Som framhevet over vil også maktressursteorien hevde at partieffekter kan variere ut ifra hvilke velferdsordninger vi studerer. Dette fordi de ulike ordningene treffer ulike samfunnsgrupper forskjellig (Korpi & Palme 2003:432). Noen ordninger er mer rettet inn mot arbeidsmarkedet enn andre, og noen ordninger omfordeler mer enn andre. Maktressursteorien er derfor ikke blind for den rollen institusjoner spiller i å forme maktrelasjoner mellom aktørene. Vi ser derfor at stivhengighet og institusjonelle effekter er viktige også for å forstå utviklingen av maktressursene mellom klasser, hvorfor aktører er direkte interessert i institusjonell utforming, men også hvorfor noen partier har større påvirkning enn andre i noen land.

2.4 Drift

Oppgaven vil ta for seg en form for nedbygging som ikke tidligere har vært studert kvantitativt i velferdsstatslitteraturen. Denne typen nedbygging kan best beskrives som nedbygging ved utdatering av velferdsordninger - i internasjonal litteratur gjerne beskrevet som drift (Hacker 2004; Streeck & Thelen 2005). Drift beskriver en prosess hvor institusjonene selv ikke *direkte* endres, men at man isteden velger å ikke oppdatere ordningene i møte med endringer i samfunnet forøvrig (Hacker 2005; Mahoney & Thelen

²⁵ For en kritikk av slik rasjonell intensjonal konstruksjon se Pierson (2004).

2010:17). For eksempel, når trygdeutbetalingene ikke følger den generelle lønnsveksten vil dette gjøre ordningene mindre sjenerøse, og dermed utdaterte (Pierson 1994:20-21)²⁶. Ny-politikken antar slike strategier vil brukes uavhengig av alle regjeringer, maktressursteorien som vi har sett vil anta at dette vil variere med maktressursene til arbeidstagerne.

Jacob Hacker (2004:244) mener drift er en form for nedbygging som er attraktiv gitt de mulige negative konsekvensene for valgopplutning ved å gjennomføre direkte kutt i velferdsordninger. Siden direkte kutt gjerne er mer synlige for velgerne, og muligheten for motreaksjoner ved valgurnene er desto større. Han følger opp dette med en kritikk av Piersons (1996) påstand om at det ikke har forekommet sterke endringer i velferdsstaten. Ifølge Hacker gir påstanden bare mening hvis man ser på formelle endringer i velferdsstatens institusjonelle struktur. Hacker (2005:41) mener et slikt fokus skjuler endringer som skjer ved at man ikke trenger å endre den formelle strukturen i et velferdsprogram for å endre ordningenes effekt. For eksempel vil et pensjonssystem som bygger på livslang uavbrutt arbeidsdeltagelse være utdatert hvis arbeidslivet opplever en økning av personer som ikke klarer å leve opp til kvalifiseringsreglene. På den måten kan man gjennomføre en nedbygging uten å direkte endre institusjonene. Det er nok å la samfunnet endre seg uten at institusjonene følger etter. Det interessante for oss er der politiske aktører tar i bruk denne mekanismen som en strategi for å få til nedbygging. Ved å velge å ikke-oppdatere, eller å trenere forsøk på oppdateringer, kan drift bli brukt som en politisk strategi for å sikre nedbygging.

Alle tidligere studier av dette fenomenet innenfor velferdslitteraturen har vært kvalitative (Hacker 2004; Hacker 2005; Pierson & Hacker 2010). Disse studiene studert forekomsten av drift der institusjonelle begrensinger gjorde at direkte kutt var politisk krevende, eller drift var en enklere strategi (Hacker 2004; Mahoney & Thelen 2010:19). De hadde dermed unngått å studere hvilke aktører som bruker en slik nedbyggingsstrategi for å sikre sine mål²⁷. At dette ikke før har vært gjort, kommer av at det er vanskelig å spesifisere en faktor som direkte måler i hvilken grad trygdeordninger blir utdaterte. Denne studien tar derfor i bruk Lylle Scruggs (2004) datasett for sosiale rettigheter i 18 OECD-land fra 1971-2002. Spesielt hans mål på erstatningsraten til en trygdeordning²⁸. Erstatningsraten referer til hvor mye en borger/familie får erstattet av sin nettoinntekt gjennom utbetalinger fra trygder eller pensjon. Erstatningsraten, fanger opp endring i forhold utenfor velferdsstatsinstitusjonene i seg selv. Målet kan derfor brukes til å studere i hvilken grad velferdsinstitusjoner blir utdatert. Enten gjennom lønnsvekst, prisvekst eller gjennom skatt på utbetalingene (jf. Korpi & Palme 2003:433; Green-Pedersen 2007:21; Jensen 2011D:337). Effekten av drift vil også variere avhengig av velferdsordningenes indekseringsregler. Indekseringsregler er ment å holde

²⁶ Pierson (1994:20-21) definerer denne typen nedbygging som «decrementalism» (å bli mindre).

²⁷ Hacker (2005) studie av drift innenfor "medicaid" og "medicare" i USA tar det for gitt at republikanerne ville ha minst mulig offentlige ordninger.

²⁸ Scruggs datasett (CWED) har erstatningsrater for statligorganisert arbeidsledighetstrygd, sykeforsikring, og pensjonsordninger. Datasettet ligger an til å bli oppdatert i 2012 (CWED 2), og vil da også dekke fødselspermisjon og familie ordninger for over 20 land (Scruggs m.fl 2012:3).

utbetalingene oppdaterte relativt til et vist mål (prisvekst eller lønnsutviklingen). Land med sjenerøse indekseringsregler vil dermed oppleve mindre drift (Levy 2010).

For å forstå hvorfor erstatningsraten tillater oss å estimere graden av drift i en kvantitativ analyse må vi først forså hvordan målet kalkuleres. Erstatningsraten kalkuleres ved å regne ut hva en fullt forsikret borger ville mottatt i utbetalinger over en uke – man tar gjerne utgangspunkt i maksimalt mulig utbetalt trygd – noe som så ganges med 26 for å få den halvårslige utbetalingen borgeren ville kunne mottatt. Dette ganges igjen med 2 for å få den årlige utbetalingen. Deretter trekker man fra skatt og obligatoriske kostnader på trygdeutbetalingene og lønnen for å så regne ut differansen mellom nettolønn og nettotrygdeutbetalinger. Dette kalkuleres både for en enkelt arbeider og en arbeider med en familie med ulønnet hustru og 2 barn²⁹. Man tar gjennomsnittet til disse for å komme fram til den gjennomsnittlige erstatningsraten. Hvis lønnsveksten går ned eller opp vil dette påvirke den faktiske erstatningsraten til ordningene. Siden utbetalingene til sosialordningene i flere land ikke følger (er indeksert) til lønnsveksten (eller inflasjonen) vil det kreve politiskhandling for å oppdatere utbetalingene. Uten en økning i utbetalingene vil den faktiske erstatningsraten være mindre enn før. Maktressursteorien antar at partiene som sitter i posisjon, og styrken til fagforeningene, vil avgjøre i hvilken grad en økning i lønnsveksten blir fulgt av en økning i utbetalingene, og følgelig om ordningenes sjenerøsitet er mindre enn tidligere. I de land som har regler for indeksreguleringer, vil disse reglene være et resultat av tidligere perioders maktkamp (Korpi 2001). Det er også slik at flere land som indekserer utbetalingene også har et tak (ubetalingsmaksimum) som begrenser hvor høye utbetalingene faktisk kan være. Dette betyr at den foreskrevne (nominelle) erstatningsraten i trygdesystemet kan være forskjellig fra den faktiske erstatningsraten. I slike tilfeller kreves det politisk handling for å heve utbetalingstaket i takt med lønnsveksten. Der dette ikke skjer vil det forekomme drift. Ved å studere hvordan lønnsveksten påvirker den faktiske erstatningsraten, og hvordan politiske aktører og fagforeninger betinger denne prosessen, har vi en mulighet til å studere hvordan drift påvirker velferdsstatsutvikling.

Det er viktig å framheve antagelsene som må gjøres for at vi skal kunne se drift som nedbygging. For det første må man anta at mangel på oppdatering av ordningene reflekterer at de politiske aktørene er kjent med at ordningene utdateres, og at manglende oppdatering er et intendert strategisk valg (Korpi & Palme 2003:433 Hacker 2004:245-246). Som vi skal se under, er disse antagelsene på linje med hva som generelt blir antatt i partiteori. At forekomsten av drift er ukjent for institusjonelle arkitekter er vanskelig å opprettholde: I flere land kontrolleres det eksplisitt for endringer i lønnsveksten. Scruggs (m.fl. 2011) gjennomgang av erstatningsratene for arbeidsledighetstrygd i 14 OECD-land viser at Storbritannia, New Zealand og Australia inflasjonsjuster sine erstatningsrater. Danmark er mer aktiv, og justerer også maksimumsnivået på utbetalinger (grensen for maksutbetalinger) etter den reelle lønnsveksten (Scruggs m.fl. 2011:7). OECD (2011) fremhever at en økning i lønnsveksten relativt til utbetalingene har svekket

²⁹ Dette er viktig side det gjerne er forskjellige skatteregler for single og arbeidere med barn.

flere lands sosiale ordningers evne til å redusere ulikhet. Green-Pedersen (2001:972-3) viser også hvordan regjeringer i kan bruke drift som en mer eller mindre eksplisitt strategi for å hindre kostnadsøkninger. Han viser til at regjeringer i Nederland og Danmark frøs de reelle utbetalingene til arbeidsledighetstrygden, og da aktivt stoppet indeksreguleringsmekanismen i systemet (se også Huber & Stephens 2001:262). I disse tilfellene ville økt lønnsvekst redusert erstatningsraten. Vi kan derfor trekke den slutning at institusjonelle arkitekter er og har vært bevisst problemstillingen ved utdatering av sosiale ordninger over tid.

Det er viktig at vi her avklarer at vi med drift ikke fokuserer på i hvilken grad nye risikogrupper dekkes av allerede eksisterende velferdsordninger³⁰. Isteden forstår vi drift som en nedbyggingsstrategi som forekommer innenfor allerede eksisterende velferdsordninger. Gitt endringer i samfunnet må velferdsordninger kontinuerlig oppdateres for å kunne gi samme beskyttelse som tidligere (jf. Clayton & Pontusson 1998). Dette betyr at drift er et like viktig moment overfor de tradisjonelle risikogruppene som det er for de nye. Drift er derfor ikke en prosess som må være ensbetydende med studie av nye risikogrupper. Tvert imot, drift kjennetegner en generell prosess som forekommer i alle velferdsordninger.

Ved å inkludere lønnsvekst i våre modeller kan vi fange opp i hvilken grad denne påvirker utviklingen i velferdsordningenes sjenerøsitet over tid. Enten ved manglende indeksering, opprettelse av nytt utbetalingstak, frysing av indeksering, endring av indekseringsreglene eller manglende oppdatering av utbetalingene til lønnsveksten (Pierson 1994:20-21; Ross 2000:157; Levy 2010:557) Vi vil her se om det er slik som maktressursteorien antar at venstrepartier og fagforeninger oppdaterer utbetalingene, mens høyrepartiene velger å ikke oppdatere utbetalingene. Fagforeninger ville forventelig her være en viktig aktør for å sikre oppdatering. Fagforeningene representerer gruppene som utsettes for drift og forekomsten av sterke fagforeninger burde derfor svekke sannsynligheten for nedbygging (jf. Kwon & Pountusson 2010). En slutning som styrkes av at sentraliserte fagforeninger gjerne har stått bak krav om indeksering av utbetalinger (Nihjus 2009:310). Fagforeninger spiller en rolle både som informasjonsspreder til partiene om forekomst av drift, samtidig som de også kan bruke sin styrke til å presse gjennom motreaksjoner mot utdatering der partiene er motvillige til å handle. Deres integrering i forhandlingssystemer og graden av sentralisering bør være avgjørende for deres muligheter til å sikre vedvarende sjenerøsitet ved drift. På den måten er drift like mye klassepolitikk som det er ny-politikk.

H3: Der det finnes sterke venstrepartier og fagforeninger vil velferdsstatsordningenes sjenerøsitet ved i takt bli oppdatert i med lønnsveksten.

2.41 Drift og konstitusjonelle begrensinger

Ved å bruke den beskrevne løsning på hvordan vi kan studere drift, vil vi også kunne studere om forekomsten av drift er mer vedvarende i land med flere konstitusjonelle begrensinger. Konstitusjonelle begrensinger, eller vetopunkter, blir her forstått som egenskaper ved et lands politiske system som

³⁰ Se Esping-Andersen (1999), Bonoli (2007), og Häusermann (2010).

forårsaker formell maktfragmentering (jf. Huber m.fl. 1993; Pierson 1996; Huber & Stephens 2001:22; Bonoli 2001). Ved maktfragmentering blir det vanskeligere å oppdatere velferdsordningene og muligheten for å bruke drift som en nedbygningsstrategi burde dermed øke. I land med mange konstitusjonelle begrensinger vil selv regjeringsmakt ikke nødvendigvis, være avgjørende for å sikre oppdatering av velferdsordninger. Vetomakt i andre institusjoner kan gjøre at en ikke får gjennomført oppdateringene. tidligere kvalitative studier har derfor koblet drift til veto-institusjoner (Hacker 2005). Et problem med disse gjerne er studier gjort på ett eller to land, noe som gjør at vi ikke kan være sikre på at det ikke er andre stabile forhold ved landene som betinger forekomsten av drift (King m.fl. 1994; Scruggs 2007B). Vi skal her teste teoriens generaliseringspotensiale ved å ta i bruk kvantitativ metode for å analysere flere land over tid enn tidligere. Ved å direkte estimere effekten og forekomsten av drift ved konstitusjonelle begrensinger kan vi styrke eller svekke tidligere funn i litteraturen. Maktfragmentering er derfor av nærliggende grunner blitt framhevet som et avgjørende element for å forklare manglende sjenerøse velferdsstater. Huber & Stephens (2001:46) postulerer ut ifra kasusstudier og tidligere statistiske studier (jf. Huber m.fl. 1993) at dette har vært en grunnleggende faktor for å forklare de store forskjellene mellom mindre sjenerøse og de meget sjenerøse velferdsstatene.

Kritikk mot vetopunkttenkningen har blitt reist i senere tid. Flere statistiske studier finner ingen signifikant effekt (Allan & Scruggs 2004), mens andre har funnet at komponentene som Huber & Stephens bruker i deres vetoindeks ser ut til å ha ulik effekt. Plümper & Troeger (2011A) viser at når indeksen deles opp har de ulike komponentene forskjellige effekter. Andre har kritisert selve tankegangen med konstitusjonelle begrensinger. Forekomst av få vetopunkter øker mulighetene til partiene for å få gjennomført sin politikk. Partipolitikk ville derfor være avgjørende for å forklare nedbygging av ordninger i stater kjennetegnet av få vetopunkter. Paul Pierson (1996) hevder på sin side at siden politikere har liten interesse av å bli straffet av velgerne, burde vi isteden se en motsatt effekt. I politiske systemer med få vetopunkter vill muligheten for å plassere skyld være enklere for velgerne. Gitt at velgerne vil se velferdsstatsnedbygging som et signal på at politikerne fratar dem goder, burde de straffe politikere i større grad der de lett kan plasser skyld. Få vetopunkter betyr dermed ikke bare mer politisk handlingsrom, men også større synlighet rundt kutt. Politikere i systemer med få vetopunkter vil dermed ha større sannsynlighet for å bli straffet av velgerne ved kutt. Ved et slikt perspektiv burde ikke vetopunkter være avgjørende for om man vil se drift eller ikke. Alle som ønsker å gjennomføre kutt i velferdsordninger vil uansett se seg nødt til å ty slike strategier for å ikke bli straffet av velgerne.

En slik tolkning kan kritiseres med at den ikke forstår hvorfor politiske aktører ser seg nødt til å bruke drift. Ifølge Thelen & Mahoney (2010) er drift en strategi som nettopp velges ut ifra det politiske mulighetsrommet som møter aktørene. Gitt en høy forekomst av vetopunkter bør vi se større grad av drift enn vi bør der det er færre slike punkt fordi aktørene velger denne strategien da den utgjør det eneste gjennomførbare alternativet aktørenes mulighetsrom. Det finnes tilfeller der aktørene ikke har noe annet

alternativ enn å bruke drift som en strategi for få til velferdsstatsnedbygging. Slik sett bør flere vetopunkter være korrelert med en høyere forekomst av drift.

H4: Høy grad av konstitusjonelle begrensinger leder til større grad av drift i velferdsstatssjenerositet

2.5 Nye trender – behovsprøving og privatisering av risiko

Studien tar også for seg i hvilken grad velferdsstatsinstitusjonene endres i retning av å privatisere risiko og økt bruk av behovsprøving for tilgang til sosiale ytelser, to utviklingstrekk som antas å kjennetegne velferdsstatsutviklingen i nøysomhetens tidsalder (Esping-Andersen 1985; Pierson 1996:157; Rothstein 1998; Ross 2000:158; Swank 2005:183; Hacker 2004; Nelson 2007:33; Adler 2010:116-117). Privatisering av risiko blir her forstått som en trend i retning av at utgiftene for sosialordningene i økende grad faller over på brukeren eller private aktører (Hacker 2004:243,249). Behovsprøving forekommer der tilgangen til sosiale goder er avhengig av mottagers markedsinntekt, eller fravær av slik inntekt (Tittmus 1987:226-227). Ny-politikken antar at trenden mot privatisering og behovsprøving vil skje uavhengig av hvem som sitter i regjering. Alle regjeringer har en interesse i kostnadsreduksjon og privatisering og behovsprøving er en måte å sikre dette (Pierson 1996). Maktressursteorien vil isteden hevde at variasjon mellom land i behovsprøving og privatisering er avhengig av arbeidstageres maktressurser (jf. Korpi & Palme 2003). Risikoprivatisering og økt behovsprøving innebærer at arbeidssituasjon, istedenfor borgerskap, er avgjørende for tilgang til sosiale ytelser (Esping-Andersen 1990; Deken & Kittel 2007:79). De representerer derfor to helt diametralt motsatte måter å organisere velferdsstaten på i forhold til hva venstrepartier og fagforeninger tradisjonelt har stått for (Korpi 1980:303; Esping-Andersen 1990:28; Pedersen 1990:14-15; Olssen 1990:50-51; Huber & Stephens 2001:43; Pontusson 2005:148; Smith 2010:224-225)³¹. Venstresidens foretrukne organisering av sosialpolitikken utmerket seg ved skattefinansierte universelle ordninger i statlig regi. retorisk formulert i Sverige gjennom Per Albins visjon for "Folkhemmet". Siden privatisering av utgiftene til trygdeordninger vil innebære liten omfordeling, og vil bryte med prinsippet om statlig organisering, er det vanskelig å se hvordan denne skal promoveres av sosialdemokratiske krefter, gitt maktressursteoriens antagelser.

Når det kommer til behovsprøving bryter dette med prinsippet om universalisme og ønsket om å unngå det sosiale stigma som tradisjonelt har vært knyttet til behovsprøvde ordninger (Korpi 1989:314; Esping-Andersen 1990:24; Rothstein 1998). Siden behovsprøvde ordninger innebærer et skille mellom de som har lav nok inntekt til å kvalifisere til utbetalingene, og de arbeidere som befinner seg like over denne grensen, er behovsprøvde ordninger med på å splitte arbeiderbevegelsens mobiliseringspotensiale og dens evne til å opptre som en enhetlig aktør (Esping-Andersen 1990:27). Bo Rothstein (1998:151-152) framhever hvordan det i denne affiniteten til universalisme også ligger en avveining av mulighetene til å oppnå politisk representasjon. Skal de sosialdemokratiske partiene kunne føre en velferdspolitik som tjener

³¹ For en oppsummering på emnet se Baldwin (1989:481).

arbeidere må de samtidig kunne bygge en politisk plattform som kan vinne aksept også blant andre velgergrupper. Å gjøre velferdsgodene universelle løste dette problemet.

Vi skal raskt se på to innvendinger mot at sosialdemokratiske partier vil være forbundet med universale ordninger. En innvending grunner i at maktressursteorien ser på velferdsordninger som omfordeling av markedsutfall. Man kan derfor argumentere for at sosialdemokratiske partier og fagforeninger burde kjempe for behovsprøvende ordninger. Ordningene vil jo nettopp treffe de som faktisk trenger det, og man burde derfor kunne observere en høyere grad av omfordeling. Marginaleffekten av hver krone brukt på omfordeling er størst hvis man fokuserer på å direkte omfordele til de fattige. Korpi og Palme (1998) mener en slik logikk er for enkel. Gitt det faktum at slike behovsprøvde ordninger ekskluderer majoriteten av befolkningen, mener de ordningene legger grobunn for at velferdsstaten vil være mindre sjenerøs og dermed også mindre omfordelende. Forklaringen mener de ligger i at majoriteten i en slik velferdsstat vil ende opp med å betale for en liten minoritet. Sjenerøsiteten til slike ordninger vil kunne bli drastisk redusert gitt majoritetens preferanser for å ikke betale for ordninger de ikke selv nyter godt av. Ironisk nok kan derfor velferdsstater som fokuserer på de som trenger det mest, ende opp med å gi mindre enn de hadde gjort med universalistiske ordninger. Universalistiske ordninger unngår også å skape en motsetning mellom de arbeidstagerne som hadde mulighet til å dra nytte av de behovsprøvde ordningene, og de arbeiderne som ikke kvalifiserte til ordningene men som fortsatt vil kunne hatt behov for dem. På den måten kan behovsprøvde ordninger splitte arbeiderbevegelsen ved å skape et nullsumspill mellom de fattige og de som akkurat kommer over fattigdomsgrensen og dermed kvalifiserer til utbetalingene (jf. Korpi & Palme 1998).

En annen innvending fokuserer på at sosialdemokratiske partier historisk sett ikke har vært pådriveren – i hvert fall ikke alene – for universalistiske ordninger (Baldwin 1989:82; Esping-Andersen & Kersbergen 1993:194)³². For eksempel ble de universalistiske ordningene gjerne frambrakt gjennom politisk eksperimentering og spesielt ved koalisjoner med agrarpartiene på 1930-tallet (jf. Huber & Stephens 2001). I de europeiske landene med svake bondepartier måtte de sosialdemokratiske partiene se seg nødt til å samarbeide med kristendemokratene - med de implikasjoner dette hadde for organiseringen av den europeiske velferdsstaten (Kersberger & Manow 2011). Som Korpi (2001:254) framhever var det i utgangspunktet ingen enhetlig sosialdemokratisk politikk når det kom til institusjonelt design. Den politiske ledelsen reagerte strategisk gitt det politiske mulighetsrommet man stod overfor, og sterke bevegelser i arbeiderbevegelsen i New Zealand og Australia foretrakk faktisk behovsprøving (Korpi 2001:254). Disse argumentene må samtidig settes i en kontekst, og vi må spørre oss selv om de faktisk reflekterer sosialdemokratiske partiers førsteordenspreferanser. Sosialdemokratiske partier kjempet lenge for å innføre mer universalistiske ordninger, selv i stater som Tyskland hvor de i etterkrigstiden var i

³² For en kritikk av at sosial demokratiske partier står for universale ordninger i den post-industrielle periode se kap 2.1 av denne oppgaven. For en innføring i debatten omkring sosial demokratiet og universalisme i norsk kontekst se Bay m.fl. (2009).

mindretall. Dette reflekteres i SPUs sosialplan fra 1952 og pensjonsforslaget av 1956 (Esping-Andersen 1990:68; Korpi 2001:263). Selv om de kom til å akseptere det statusstratifiserende og -opprettholdende grunnsystemet, jobbet de innenfor dette for å styrke den universalistiske komponenten. Korpi (2001:264) framhever derfor at de fleste sosialdemokratiske partier generelt førte en universalistisk linje selv der de befant seg i mindretall i velferdsstater med statskorporative ordninger³³. Esping-Andersen (1990:68) konkluderer med at «universalism became the guiding principle» for sosialdemokratiske partier.

Fokuset hos Esping-Andersen (1990:111) var på politiske partier, og det er dermed kanskje lett å glemme fagforeningenes rolle når det kommer til institusjonell variasjon. Pedersen (1990:24) viser hvordan fagforeningers evne til å forhandle fram og presse på for ordninger for sine medlemmer påvirker muligheten og nødvendigheten for og av private ordninger. Der fagforeninger ikke har evne til å presse på for sjenerøse statlige ordninger, blir løsninger fundert i markedet reelle alternativ. Et resultat blir da at arbeiderne blir splittet mellom de som har og de som ikke har råd til private ordninger (jf. Nijhus 2009). Dette vanskeliggjør framtidig koordinering innad i fagbevegelsen (ibid.). Fagforeninger har dermed en egeninteresse i å begrense forekomsten av privatordninger. Spesielt sentraliserte fagforeninger vil føre en aktiv politikk for å sikre statlige ordninger, i motsetning til desentraliserte fagforeninger. Her vil arbeidere med mulighet for å bruke private ordninger ta i bruk disse og dermed ikke ha noe behov for en statlige ordninger som vil innebære omfordelingsordning (Nijhus 2009). Desentraliserte fagforeninger har heller ikke noen autoritet til å tvinge de andre arbeiderne til å godta statlige omfordelende ordninger. Den samme logikken som gjelder for sosialdemokratiske partier når det gjelder behovsprøving, gjelder også for fagforeninger. Sentraliserte fagforeninger som skal forhandle for alle arbeidere vil i størst mulig grad ønske et system som ikke splitter deres medlemmer, som jo vil skape en intern ubalanse mellom deres medlemmers interesser. Sentraliserte fagforeninger bør derfor sette seg imot privatisering og behovsprøving.

En test av maktressursteorien må dermed fokusere like mye på partienes foretrukne velferdsmodell som på fagforeningenes (jf. Jensen 2011B). Tidligere kvantitative studier på dette feltet har hovedsakelig forholdt seg til privatisering av offentlige foretak, med varierende funn (Zohl m.fl. 2008: Hicks 2008,2010)³⁴. Når det kommer til privatisering mer generelt har jeg ikke klart å finne noen tidligere studier bortsett fra Esping-Andersens (1990:125) opprinnelige regresjoner på innslaget av private utgifter i helse- og pensjonsordningene. Siden flere har framhevet privatisering av risiko som et av de sentrale aspektene ved velferdsutviklingen i den postindustrielle periode (jf. Pierson 1996; Hacker 2006) blir det spesielt viktig å forklare denne privatiseringstrenden siden den har vært utelatt i tidligere studier (Deken & Kittel

³³ Den statskorporative modellen beskrives av Korpi (2001:255) som ordninger hvor fokuset ligger på at tilgang til ordningene skal være betinget av sosialposisjon. Med egne ordninger for egne grupper i arbeidslivet. Disse ordningene styres ved valgte representanter fra arbeidsgiverne og arbeidstagerne med aktører fra staten til stede under møtene. Se også Korpi & Palme (1998).

³⁴ Men se Castles & Obingers (2007:217) tverrsnittanalyse av OECDs netto privateutgiftersmål.

2007:79)³⁵. Det samme gjelder også for graden av behovsprøving. Her har vi ikke klart å finne noen studier bortsett fra Esping-Andersens opprinnelige statistiske studie³⁶. Oppgaven dekker derfor et hull i litteraturen når det kommer til å forklare institusjonell variasjon ved at den nettopp ser om det er et fundamentalt skifte i retning av privatisering av risiko og behovsprøving slik det blir hevdet, og hva som i så fall forklarer denne tendensen. En avgjørende test for maktressursteorien vil i så fall være i hvilken grad variasjon i privatisering av risiko og økt behovsprøving kan forklares av arbeidstagneres og arbeidsgivernes respektive maktressurser. Slikt sett bryter oppgaven ny grunn.

H5: Sterke venstrepartier fagforeninger er negativt korrelert med privatisering av risiko for velferdsordninger.

H6: Sterke venstrepartier og sterke fagforeninger er negativt korrelert med behovsprøving av velferdsordninger.

2.52 Hvorfor indirekte nedbygging?

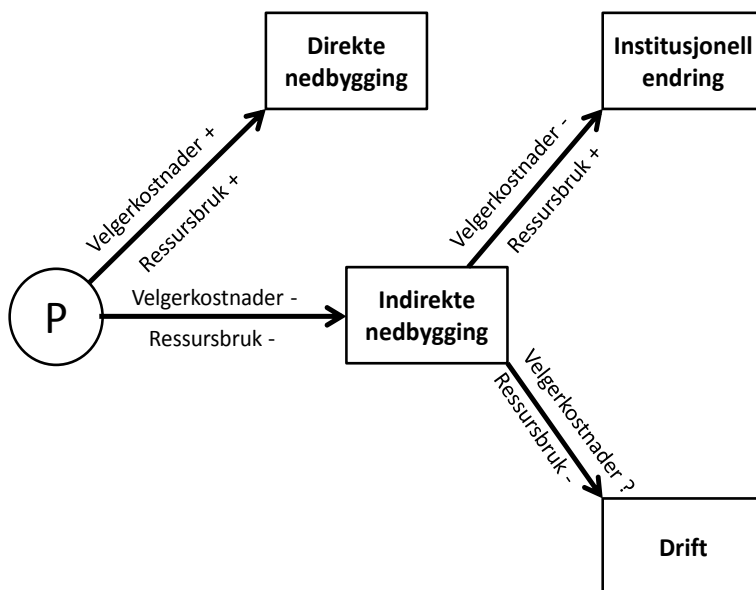
Vi har til nå diskutert mulige reformtrender og direkte og indirekte måter å gjennomføre velferdsstatsendring. Det er da viktig at vi også spør oss selv i hvilken grad, og avhengige av hvilke faktorer, de ulike strategiene for velferdsendring er avgjørende for politikerne? For å gjøre dette må vi gi en teoretisk begrunnelse for de ulike typene av nedbygging og de korresponderende kostnadene og gevinstene til politikerne ved de ulike valgalternativene. Det første spørsmålet kan oppsummeres som "hva er de grunnleggende preferansene til politikere?" Som framhevet i klassisk partisant teori (Schmidt 1996:156,2010:212), og hos velferdsstatsforskere (Pierson 1994; Pontusson & Rueda 2010:68) er politikere hovedsakelig interessert i A) å sikre gjenvalg for seg og sitt parti. B) Tilfredsstillende grunnfjellet til partiet. Til dette kan vi legge til at politikeren vil C) velge det alternativet som innebærer minst kostnad i form av bruk av ressurser. Disse kravene kan gjerne komme i konflikt, og det blir antatt at politikere vil velge å sikre seg gjenvalg heller enn å tilfredsstillende kjernegruppen til partiet. Hovedsakelig fordi grunnfjellet blir antatt å være relativt trofaste velgere relativt til andre velgergrupper, og fordi grunnfjellet ikke kan få sine preferanser tilfredsstillende uten tilgang på regjeringsmakt. Grunnfjellet til høyrepartier blir som i maktressursteorien antatt å ha en interesse i å A) kutte velferdsordninger, B) økt private ordninger og C) økt behovsprøvede ordninger. For venstrepartiets grunnfjell gjelder de motsatte antagelsene. Vi følger Pierson (1996:146) i å anta at velgerne vil se kutt i dag som verre enn de godene de vil motta i form av en mulig senkning av skatter i framtiden. Velgerne vil derfor straffe regjeringer de mener gjennomfører kutt, om enn det betyr mulige framtidig reduksjon i skattene. For å sikre at flest mulig velgere vil reagere på kutforsøk antar vi at kuttene skjer på tilnærmet universelle ordninger. Ved direkte kutt vil tilfredsstillende til høyrepartienes grunnfjell være størst siden de nå føler at deres interesser blir hørt, men medianvelgeren vil isteden straffe høyrepartiet ved neste valg på grunn av tapte velferdsgoder. Som vi har sett skal

³⁵ Andre finner at det ikke ser ut til være tegn på en direkte erstatning av offentlige utgifter med private utgifter, om enn bruken av private utgifter har steget i senere år (Pedersen 2004:20).

³⁶ Unntaket er Albers (2009) sammenligning av EU og USA på ulike velferdsstatsindikatorer.

politikerne se gjenvalg som viktigere enn grunnfjellets følelser, og kostnaden ved slike direkte kutt vil derfor være for stor³⁷.

Gitt disse forutsetningene, hvordan vil en politiker vurdere de ulike formene for nedbygging gitt maktressursteoriens antagelser om hvilke kostnader det vil innebære å velge de forskjellige handlingsalternativene? Som vi har sett er antagelsene om venstrepartiene det motsatte av høyrepartiene så vi begrenser gjennomgangen til sistnevnte.



Figur 4 Politikeres handlingsalternativer ved velferdsstatsnedbygging

Vi ser av figur 4 at direkte nedbygging er forbundet med en negativ reaksjon fra velgerne, men også en høyere grad av ressursbruk for politikere. Ved å velge en indirekte strategi vil velgerkostnadene være mindre og ressursbruken være mindre. Når det kommer til forskjellen mellom å velge en strategi hvor en foretar en institusjonell endring i retning privatisering eller behovsprøving innebærer dette lavere velgerkostnader, men økt ressursbruk i forhold til en driftsstrategi. Samtidig ser vi at drift ikke nødvendigvis gir noen velgergevinster. Med de mer indirekte metodene ser vi at det er mindre kostnader forbundet med tap av velgere fordi velgerne har større problemer med å se de direkte konsekvensene av en slik langsiktig strategi. Av samme grunn vil partiets grunnfjellet bli mindre fornøyd fordi gevinstene av en slik politikk ikke nødvendigvis blir å se før i framtiden. Samtidig er grunnfjellets preferanser sekundære til politikernes preferanse om til muligheten for gjenvalg. Høyrepartiene bør dermed a priori velge en indirekte nedbyggingsstrategi.

³⁷ For en alternativ modell, som antar at grunnfjellets støtte er avgjørende for å vinne valg, se Rueda (2006:338).

Blant de indirekte metodene er det vanskelig å si noe om politikernes preferanser. Vi ser her at politikere har to valgmuligheter. Enten gjennomføre institusjonelle endringer, eller velge nedbygging ved utdatering. Med institusjonelle endringer mener vi bevegelse mot privatisering eller behovsprøving av tidligere universalistiske, statlig organiserte ordninger. Drift kan være å foretrekke gitt at velgerne med større sannsynlighet vil reagere på økt privatisering av kostnader enn de vil ved en sakte utdatering av ordningene. Samtidig er gevinstene klarere ved privatisering for høyrepartienes grunnfjell³⁸. Reformforslag i retning av økt behovsprøving³⁹ kan også vinne støtte hvis man kombinerer reformen med retorikk om å konsentrere velferdsgoder til «the morally deserving». Men det er ingen automatikk i at en slik argumentasjon skal vinne fram. De som taper i bortfallet av universalistiske ordninger vil fortsatt tape. Vi har dermed ingen antagelser om hvilke av disse reformalternativene som vil være mest bærende i den postindustrielle perioden.

Gitt antagelsene skissert over burde vi se at regjeringer som ønsker å gjennomføre kutt, vil gjøre dette ved indirekte metoder. Maktressursteorien burde dermed forklare variasjon i graden og bruken av slike indirekte nedbyggingsinitiativ. Hvor venstrepartier skal handle ut ifra grunnfjellets interesser å holde ordningenes sjenerøsitet stabile og å promotere en velferdsstatsmodell tuftet på liten grad av behovsprøving og private løsninger (Korpi 1989; Esping-Andersen 1990). Det motsatte gjelder for høyrepartier. Vi antar samtidig at høyrepartier vil bruke indirekte metoder for å nå sine mål for ikke å lide for store velgertap. Siden fagforeningene burde ha større innsikt i hvordan deres medlemmer blir truffet av slike utdateringsprosesser burde vi se at fagforeningene er forbundet med mer sjenerøse velferdsordninger (jf. Hacker & Pierson 2011). Fagforeninger vil også motsette seg bevegelse mot økt privatisering, enten indirekte ved at kostnader dyttes over på private aktører eller ved frivillige innslag. Siden behovsprøvde ordninger innebærer en mulig splittelse av fagforeningenes mobiliseringsevne vil de også motsette seg forsøk å ekspandere slike ordninger.

2.6 Arbeidsgivere og velferdsstaten

En mer grunnleggende kritikk, som utfordrer selve grunnantagelsene til maktressursteorien, har blitt reist – nemlig at man har undervurdert betydningen av arbeidsgivernes rolle i opprettelsen av velferdsstater (Swenson 1991,2002; Pierson 2001; Swank & Martin 2001, 2009; Martin & Swank 2004).

Maktressursteorien har oversett at arbeidstagere og arbeidsgivere, innenfor en og samme sektor, kan ha komplementære interesser i sosiallovgivning for å sikre kollektive mål. Sistnevnte er kapitalisme-variant-retningslitteraturens ankepunkt mott maktressursteorien (Estevez-Abe m.fl. 2001; Hall & Soskice 2001). I kapitalisme-variant-perspektivet blir ikke velferdsordninger forstått som et ledd i en omfordelingprosess.

³⁸ Dette er selvfølgelig avhengig av hvilke privatiseringsforslag som blir fremmet. Det er ikke nødvendigvis slik at arbeidsgivere vil støtte privatiseringsforslag som innebærer at arbeidsgivere må betale utgifter før tatt av staten.

³⁹ Vi antar at økt behovsprøving i en ordning innebærer kutt i den universalistiske delen av ordningene. Om enn det er mulig å ha et universalistisk system kombinert med behovsprøving. For eksempel kan man innføre økt behovsprøving i pensjonssystemet ved at man legger til en tilleggspensjon ved siden av den universalistiske ordningen.

Snarere forstår man velferdsordninger som forsikringsordninger mot risiko forbundet med å anskaffe spesialiserte ferdigheter (Estevez-Abe m.fl. 2001:146; Iversen 2005:). Nøkkelen til denne tilnærmingen er å forstå hvordan bedriftsstrategier betinges av hvilken type arbeidskraft som er tilgjengelig. Hvis bedriftene ønsker å følge en strategi som krever ferdighetsspesialisert arbeidskraft må de sikre seg at arbeiderne ikke ser det som en vesentlig risiko å investere i slike ferdigheter. Spesialiserte ferdigheter er evner som er direkte knyttet til firma eller sektor, og ikke kan overføres til andre sektorer i økonomien (Iversen 2005). Arbeiderne tar dermed en stor risiko når de investerer i slike ferdigheter. Hovedsakelig fordi de kan ende opp i langvarig arbeidsløshet hvis deres ferdigheter ikke lengre etterspørres, eller de mister jobben. Slike arbeidere er derfor avhengig av å vite at hvis de tar risikoen ved å investere i slike spesialiserte ferdigheter, vil de være garantert relativt sikre arbeidsforhold, lønnsstabilitet og kompensasjonsmekanismer ved tap av arbeid (Iversen 2005). For å sikre dette må arbeidsgiverne institusjonalisere en garanti som er troverdig nok for arbeiderne for at de skal kunne sikre sine arbeidsmarkedsbehov (Estevez-Abe m.fl. 2001:145). Men siden arbeidsgiverne selv ikke er en sikker nok garanti vil arbeidsgiverne se staten som en løsning i å sikre rettigheter mot oppsigelser og lønnskoordinering (ibid). I økonomier hvor arbeidsgiverne hovedsakelig etterspør generaliserte ferdigheter vil man ikke ha samme behov for å institusjonalisere garantier til arbeidstagerne, og ceteris paribus, burde vi se mindre sosialpolitikk siden arbeidstageren møter mindre risiko ved å investere i ferdigheter som kan overføres mellom forskjellige selskaper og sektorer. Arbeidsgiverne vil heller ikke i slike økonomier ha insentiver til å støtte opprettelsen av sosiale ordninger siden de i arbeidsmarkedet ikke etterspør spesialisert arbeidskraft. På den måten ser vi at arbeidsgivernes støtte til velferdsstatsordninger varierer med ferdighetsstrukturen i nasjonaløkonomien.

Det essensielle som driver velferdsstatsutvikling er da ikke klasser, men risikostrukturer i arbeidsmarkedet. Sistnevnte følger igjen av fordelingen av typer ferdigheter i arbeidsmarkedet. Hvordan tillater dette perspektivet oss å forklare velferdsstatsekspansjon?

2.61 Velferdsstatsekspansjon og strukturelle endringer i risikostruktur på arbeidsmarkedet

Kapitalisme-variant-retningen forklarer velferdsstatsekspansjon som reaksjon på at flere arbeidere med spesialiserte ferdigheter (på industrinivå) ser seg nødt til å krysse ferdighetsgrenser (Cusack & Iversen 2000:326; Iversen 2001; Iversen 2005:185). Her vil forekomsten av avindustrialisering være spesielt viktig. Ved avindustrialisering vil arbeidere med spesialiserte ferdigheter innenfor industri finne at behovet for deres ferdigheter opphører ved skifte til en kunnskapsbasert tjenesteøkonomi (Cusack & Iversen 2000:327). Deres evner vil ikke lenger være etterspurt, og de må gå over til en ny sektor hvor deres ferdigheter ikke gir samme uttelling i inntekt, eller ende i langvarig arbeidsløshet. Siden arbeidsgiverne vil ha problemer med å kunne levere private velferdsordninger på tvers av sektorer, vil staten måtte tre inn for å korrigere for slik tap av status og økonomi for arbeidstagerne. Samtidig vil arbeidsgiverne i de tradisjonelle sektorene se den økte risikoen som arbeiderne nå møter ved å investere i slike ferdigheter som et problem for å få nye arbeidere til å ta risikoen ved å investere. Man vil derfor støtte mer sjenerøse velferdsordninger for å sikre at arbeiderne føler seg sikre nok til å spesialisere seg (Iversen 2005:187).

Avindustrialisering er dermed en viktig proxy for å fange opp forekomsten av arbeidere som må krysse slike ferdighetsgrenser og behovet for å forsikre risikoaverse arbeidere. Det avgjørende for om man får velferdsstatsekspansjon eller ikke vil derfor være endringer i økonomien som gjør tidligere ferdigheter utdaterte. Store endringer i risikostrukturen, som ved avindustrialisering, burde dermed drive velferdsstatsekspansjon. Ikke endringer i de relative maktforskjellene mellom klasser. Dette gjør at vi kan fremme følgende siste hypotese:

H7: Land som har opplevd høy grad av avindustrialisering vil ha mer sjenerøse velferdsordninger.

2.7 Arbeidstagerer og arbeidsgivere på nytt

Maktressursteorien har ikke stått stille når det kommer til å svare på kritikken fra de mer arbeidstager- og ferdighetsorienterte tilnærmingene til sosialpolitikk. Korpi (2006:178-179) har innvendt at maktressursteorien på ingen måte undervurderer betydningen av velferdsordninger som sosial forsikring. Han mener isteden at forskjellene mellom de to teoriene er å finne i antagelsen om heterogeniteten til gruppen arbeidstagerer. Eller, at gruppen arbeidstagerer for heterogen når det kommer til inntekt og ferdigheter til at man kan forstå arbeidstagerne som en klasse? Kapitalisme-variant-retninger mener sektor er det naturlige området for arbeidstagerer og arbeidsgivere å slå sammen sin risiko. Dette betyr at man i kapitalisme-variant-retningen vil se allianser mellom arbeidsgivere og arbeidstagerer grunnet sammenfallende sektorinteresser.

Denne forskjellen føres over i hvordan de ser forsikringsaspektet ved velferdsordningene. Hos Iversen (2005:10-11) er det arbeidstagerer som tar avgjørelsen om å investere i de spesialiserte ferdighetene som skal forsikres. Hos maktressursteorien er det isteden de livsutfall som blir påvirket av klasse man skal forsikre seg mot (Korpi 2006:177-178). Ved å følge Carsten Jensens (2011E) kan vi videre skille mellom livsrelatert risiko som ikke varierer med klasse, og risikokomponenter som gjør det. Sistnevnte blir gjerne forstått som arbeidsmarkedsrisiko. Det er spesielt denne som vil være viktig for maktressursteorien å forklare. Et viktig poeng fra denne gjennomgangen er at maktressursteorien mener klassene vil ha forskjellige interesser for forskjellige velferdsordninger. Denne innsikten burde igjen være med å forme hvordan vi tolker viktigheten av funn innen de ulike bestanddelene av velferdsstaten. Vi skal trekke på denne innsikten senere, når vi konstruerer en modell for å vurdere konsekvensen av funn på ulike velferdsordninger for maktressursteorien.

Spesielt kapitalisme-variant-kritikken om at maktressursteorien har vært blind for interne forskjeller når det kommer til ferdigheter mellom arbeiderne er på mange måter en feillesing av teorien (Iversen 2005). Kritikken er treffende når det kommer til noen⁴⁰, men spesialiserte ferdigheter og de problemene dette innebærer for homogeniseringen av arbeiderne har lenge vært et problem. Det er derfor Stephens (1979:399) framhever sentraliseringen av fagforeningene som avgjørende for deres maktressurser.

⁴⁰ Se for eksempel Esping-Andersen (1990)

Sentralisering og den klassebevissthetsskapende effekten denne ble antatt å ha ville kunne minimalisere splittelsene mellom arbeidere med ulike ferdigheter.

Når det kommer til å forklare at arbeidsgivere noen steder har støttet innføringer av velferdsordninger, har maktressursteoretikere gjerne framhevet forskjellen mellom en aktørs førsteangspreferanser og andreordningspreferanser (Huber & Stephens 2001; Hacker & Pierson 2002,2004; Korpi 2006)⁴¹. Arbeidsgivere vil ikke ha en interesse for sosialpolitikk, men mange ganger har man intet annet valg enn å velge mellom to onder: Gitt at arbeidstagerne er organisert på en slik måte at arbeidsgiverne ikke kan motsette seg innføringen av en eller annen form for sosialpolitikk kan det være smartest å støtte ordningene, selv om dette ikke er deres primærinteresse (Pierson & Hacker 2004:188). Hvis man setter seg imot forslagene vil man kunne miste en mulig påvirkningskraft på de ordningene som blir foreslått. Man vil da kunne ende opp med et verre utfall enn om man hadde valgt å samarbeide. Ved en slik kompromissstrategi vil en kunne få til et mål som ligger nærmere ens primærinteresser. Det viktige å få med seg at slike preferanser i noen grad følger det som er mulig å realisere. Som framhevet av Jon Elster (2007). Samtidig er det viktig å påpeke at selv om arbeidsgivere kan støtten opp om velferdsordninger vil de ikke promotere (være protagonister) for utvidelsen av slike ordninger (Korpi 2006:171). En betingelse for velferdsstatsutvikling er derfor fortsatt om arbeidstagerne har maktressurser nok til å presse frem sosialpolitikken på dagsorden. Denne forskjellen mellom første- og annenrangs preferanser er viktig for å forstå hvordan klassekompromiss kan oppstå.

Det blir derfor feil å si at maktressursteorien forholder seg negativ til muligheten for samarbeid (et positivsum spill) mellom arbeidstagerne og arbeidsgivere. En gjennomgående kritikk fra arbeidsgiverperspektivet (jf. Swenson 1991,2002). I maktressursslitteraturen har klassekompromissene på 30-tallet vært framhevet som et eksempel på slikt samarbeid, men også klassekompromisset etter 1945 hvor lønnsmoderasjon ble byttet mot garantier om økt sysselsetting (Korpi 1974; Przeworski & Wallerstein 1982; Garret & Lange 1991:545; Wright 2000; Korpi 2006:177). Wrights (2000) teori om klassekompromiss antar at det eksisterer et u-kurvet forhold mellom arbeidsgivernes evne til å tilfredsstillere deres interesser og maktressursene til arbeidstagerne. Wright mener at en stor organisatoriske evne til arbeidstagerne på arbeidsmarkedet (fagforeninger) og i det politiske rom (partier) vil føre til at arbeidsgivernes evne til å presse gjennom sine preferanser svekkes i begynnelsen. Dette vil være scenarioet inntil arbeidstagerne når en slik organisasjonsgrad at de kan begynne å opptre som en samlet aktør (Wright 2000). Dette betyr igjen at arbeidstagerne nå kan koordinere med arbeidstagerne og ved dette kan oppnå å løse kollektive handlingsproblemer. Noe som følger av at bedrifter ønsker å kunne selge sine produkter, som igjen er avhengig av at lønningene til arbeiderne er slik at de har evne til å konsumere bedriftens produkter. Utfordringen for en bedrift består derfor i å kunne sikre at om den øker lønningene så vil de andre bedriftene følge etter (Wright 2000:980). Vi har altså et klassisk "fangens dilemma." Dette kan løses ved at

⁴¹ En annen skilnad som gjerne blir gjort er mellom «preferanser» og «strategiske preferanser» (Hacker & Pierson 2004:284). Se Kuhnle (1983) for en kritikk av denne typen argumentert.

fagforeningene passer på at de individuelle bedriftene ikke bryter ut av lønnsamarbeidet (ibid). Dette betyr at arbeidsgiverne nettopp vil kunne tjene på en sterk arbeiderbevegelse, og forekomsten av slikt samarbeid trenger ikke å bli forklart ad hoc i maktressursteorien (se også Korpi 1974,1979).

Det må også framheves at avindustrialiseringsteorien har funnet varierende støtte i kvantitative studier. Hverken Kwon & Pontusson (2010:268) eller Brady m.fl. (2005) finner noen signifikant effekt av avindustrialisering på sosiale overføringer. Andre, som Cusack m.fl. (2006), Cusack & Iversen (2000) og Iversen (2001,2005) finner relativt sterke positive effekter på sosial utgifter. Det er dermed usikkert i hvilken grad risiko forbundet med ferdighetsstrukturen i økonomien har vært en ledende komponent i velferdsstatsekspansjonen.

Til nå har vi gjennomgått maktressursteorien og de alternative teoriene for å forklare velferdsstatsekspansjon. Vi har også gitt en omfattende gjennomgang av litteraturen som støtter eller avkrefter disse teoriene. Som et resultat av denne gjennomgangen har vi til sammen avledet 7 hypoteser som oppgaven vil teste. Alle sentrert rundt i hvilken grad maktressursteorien har forklaringskraft i den postindustrielle perioden. Før vi går gjennom forskningsdesignet skal vi gi en kort definisjon av velferdsstat og lansere en modell for hvordan vi skal vurdere viktigheten av våre funn for maktressursteorien.

2.8 Begrepsavklaring - Velferdsstat

«Conceptually the welfare state is nebulous»

Olsson (1990:15)

En av samfunnsvitenskapenes mest bekræftede lover er Gary Goertz (2006:2) andre lov: «The amount of attention devoted to a concept is inversely related to the attention devoted to the quantitative measure» For å prøve å bryte med Goertz andre lov skal vi her gi en inngående behandling av hvordan vi konseptualiser begrepet velferdsstat.

Goertz (2006) mener nyttige verktøy for å analysere begreper er å skille mellom de ulike nivåene av et begrep og strukturen som binder de ulike nivåene sammen. Begreper kan analyseres ut ifra hva som er den «kognitive kjerner» i begrepet (grunnivået), de ulike dimensjonene til grunnivået (sekundærnivået) og indikatornivået (datanivået). Velferdsstaten blir i maktressursteoriens tilnærming forstått ut ifra det Marshallianske (1950) konseptet om sosiale rettigheter. Sosiale rettigheter kan forståes ut ifra rett på velferdsgoder garantert ved medlemskap i en stat. Det er altså rettigheter som følger uavhengig av sosioøkonomisk status, og er rettigheter man får i kraft av å være borger i et samfunn. Dette er ikke ulikt politiske rettigheter, hvor stemmerett gis til borgere i en stat. Motsatsen til sosiale rettigheter vil være ordninger hvor tilgangen reguleres av ens posisjon i samfunnet. Altså, ikke-statlig støttet eller privat organiserte forsikringsordninger vil utgjøre en motsetning til sosiale rettigheter. Dette er goder hvor

kvalifikasjonsgraden følger av en persons tidligere markedsinntekt (Titmus 1987)⁴². Mellom disse to ytterpunktene vil vi kunne plassere mange forskjellige typer velferdsordninger. Man har behovsprøvede ordninger, som er nærmest motpolen til sosiale rettigheter siden den innebærer et eksplisitt fokus på borgerens markedsposisjon. Samtidig innebærer de overføringer til den enkelte i kraft av hennes borgerskap, noe som gjør at de ikke helt kan ekskluderes som eksempler på sosiale rettigheter. Andre alternativer på yttersiden er at private personer kjøper forsikringer individuelt, men som blir indirekte finansiert gjennom skattefradrag fra statens side (jf Adema & Whiteford 2010). Eller sosiale ordninger som innehar en universell komponent (borgerskapselementet) og en bidragskomponent/inntektskomponent avhengig av tidligere inntekt i arbeidsmarkedet (Pontusson 2005:149-150).

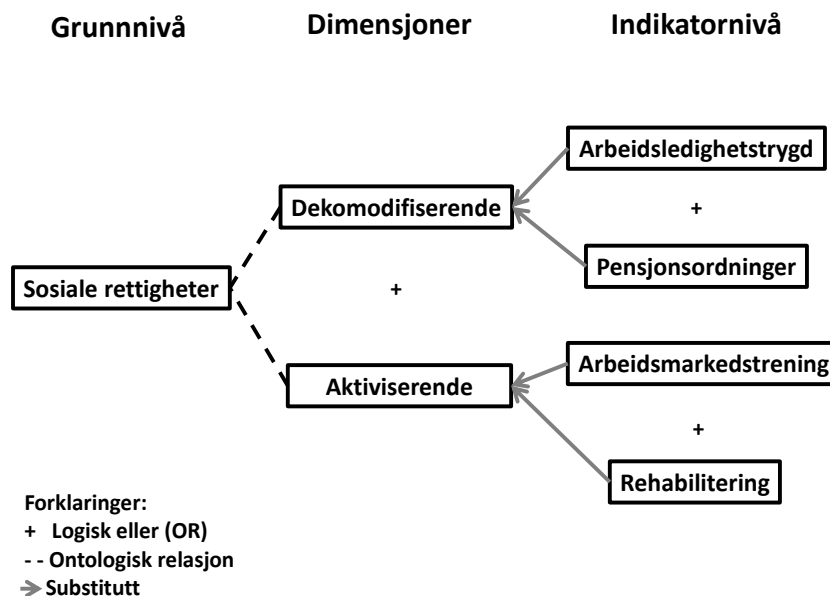
Sosiale rettigheter kan igjen differensieres ut ifra om de er dekommodifiserende eller aktiviserende. Dekommodifiserende rettigheter henviser til Esping-Andersens (1990) videreutvikling av den marxistiske forståelsen om tingliggjøring, og beskriver rettigheten til å kunne gjøre seg uavhengig av markedet for en bestemt periode. På den måten reduserer de tingliggjøringen av arbeidstagerens arbeidskraft. Hvor tingliggjøring er et resultat av at arbeidstagerne må selge sin arbeidskraft som en ting på markedet for å overleve. Den aktiviserende dimensjonen derimot, blir karakterisert ut ifra sosiale rettigheter til å være deltagende individ på arbeidsmarkedet og andre former for deltagelse i samfunnet⁴³, slik som sosiale ordninger som sikrer aktiv rett til deltagelse gjennom sosialt borgerskap. Feministiske teoretikere har poengtert at dekommodifikasjonsdimensjonen historisk sett er preget av et mannlig perspektiv (jf. Orloff 1993; Häusermann 2011). I dekommodifikasjon er fokuset på å kunne sette seg ut av markedet, mens de fleste kvinner derimot ønsker en inngang til markedet. De ønsker å bli tingliggjort. Som Häusermann (2010) framhever, innebærer en slik aktiviserende politikk nettopp økt kommodifikasjon. Særlig i stater hvor tidligere politikk har vært basert på sjenerøse velferdsordninger for hjemmевærende, vil et skifte mot mer aktiviserende politikk føre med seg en slik kommodifisering. På den måten fanger begrepene aktiviserende og dekommodifiserende opp to grunnleggende dimensjoner ved sosiale rettigheter: rett til å sette seg i en uavhengig posisjon, og rett til adgang til markedet.

For å framheve hvordan disse underdimensjonene av velferdsstatsbegrepet er koblet til hverandre kan det gi mening å skille mellom nødvendige og tilstrekkelige dimensjoner. Det er her viktig å framheve at ingen av disse komponentene er nødvendige for at vi skal kunne si at vi har en velferdsstat, men de er samtidig begge to tilstrekkelige. Ergo, forekomsten av rettigheter som bare er dekommodifiserende uten aktiviserende rettigheter og vice versa er tilstrekkelig til å si at vi har en velferdsstat. Vi kan dermed si at vårt begrep er strukturert som et familiebegrep (jf Wittgenstein 1953). Det har ingen nødvendige

⁴² Det er viktig å framheve at dette *ikke* gjør at ordninger hvor utbetalingene en person får fra ordningene er avhengig av hans tidligere inntekt er universelle. Om en ordning er behovsprøvd er avhengig av om retten til godet er avhengig av tidligere inntekt. Ikke om utbetalingene når man er kvalifisert er det.

⁴³ Se Western (1989) for et argument om at dekommodifiserende ordninger også kan forstås som aktiviserende.

komponenter. I figur 5 har vi formalisert vår forståelse av velferdsstatsbegrepet ved hjelp av Goertz terminologi.



Figur 5 velferdsstat som sosiale rettigheter og tre underdimensjoner

Som vi ser er velferdsstaten her definert som sosiale rettigheter. Sosiale rettigheter kan igjen adskilles ut ifra om de er dekommodifiserende eller aktiviserende. Vi ser av figuren at relasjonen mellom sosiale rettigheter og disse dimensjonene av begrepet er ontologisk. Sosiale rettigheter er enten dekommodifiserende og/eller aktiviserende. På indikatornivå ser vi at eksempelvis arbeidsledighetstrygd er et substitutt for rettigheten til å sette seg utenfor markedet. Vi ser at det logiske *eller* tegnet (+) i figuren skiller de ulike dimensjonene og deres respektive indikatorer. Dette framhever at de ulike dimensjonene i seg selv er tilstrekkelige, og ingen komponent i seg selv er nødvendig, for at vi skal kunne si at vi har en velferdsstat. En velferdsstat kan være bare dekommodifiserende, eller den kan være bare aktiviserende selv om slike ekstreme tilfeller ikke forekommer i vårt utvalg.

Det kan også være viktig å skille sosiale rettigheter fra samfunnsutfall. Korpi (1980:298) definerer velferdsstatens essens som omfordeling. Dette er en sammenblanding av institusjon og institusjonens mulige effekt. Sosiale rettigheter kan være mer eller mindre omfordelende (Moene & Wallerstein 2003; Iversen 2005). Det er da viktig å huske at slike forhold kan være mulige utfall av velferdsstaten, men de utgjør ikke et svar på hva en velferdsstat er⁴⁴. Omfordeling eller forsikring er både utfall eller mulige intensjoner for hvorfor aktører kjemper for velferdstatsutbygging, men de utgjør ikke kjernen i hva en velferdsstat er. Dette kan henvise til et skille mellom sosiale rettigheter som det en har krav på, og den

⁴⁴ For et alternativt syn se Clasen & Siegel (2007)

faktiske leveransen eller utfallet av disse rettighetene. Samtidig har vi framhevet tidligere i vår gjennomgang av drift, at bruken av erstatningsrater innebærer at vi ser velferdsordningenes effekt relativt til dens konsekvenser. For å eksemplifisere. Selve de sosiale rettighetene er den foreskrevne utbetaling en arbeider har krav på, mens utfallskomponenten er et resultat av den institusjonelle komponenten (utbetalingene) og lønnen til arbeideren. Dermed er erstatningsrater i en slags mellomposisjon i forhold til å både fange opp utfall og institusjonelle forhold. Mål på omfordeling er bare utfallsorientert, fordi man kun får et mål på ulikhet i fordeling av ressurser. Forskjellen ligger i at erstatningsraten kalkuleres direkte ved henvisning til lovteksten som foreskriver den nominelle erstatningsraten, men også måler utbetalingene relativt til arbeidstagers lønn. Det er dette som gjør at vi kan studere forekomsten av drift med erstatningsratene. Samtidig må man skille mellom land hvor erstatningsraten indekseres til lønnsveksten, og der man har valgt å ikke implementere indeksering av utbetalingene. I førstnevnte tilfelle vil vi på mange måter kunne snakke om erstatningsrater som et rent institusjonelt trekk. Lønnsindekseringen gjør at vi kan ta erstatningsraten som foreskrives i lovteksten som den faktiske, reelle, erstatningsraten⁴⁵. Den nominelle erstatningsraten er den faktiske erstatningsraten. I land som ikke har en slik indeksering er relasjonen mellom den faktiske og den foreskrevne erstatningsraten mindre klar og kan nettopp utsettes for drift som vi har sett over.

Vi har til nå konseptualisert hvordan vi forstår velferdstaten som sosiale rettigheter. Vi skal nå vise at det er noen typer sosiale rettigheter som er mer avgjørende for maktressursteorien enn andre. Vi utvikler her et skjema basert på i hvilken grad velferdsordningene er omfordelende eller beskytter eksklusivt mot arbeidsmarkedsrisiko. Dette skjemaet kan brukes til å analysere andre ordninger enn de jeg her har brukt.

2.9 Modell for å vurdere viktigheten av funn

Gitt at partier har ulike effekter på forskjellige komponenter av velferdsstaten, hvordan skal vi klare å vurdere hvilke av dem som er avgjørende for vår teori uten at vi ender opp med trivielle konklusjoner a la «litt riktig men også litt feil»? Hvordan skal vi avgjøre hvilke funn som er mest avgjørende for maktressursteorien? Denne innsikten leder til en generell påstand: *Vi må unngå en lemfeldighet ved seleksjon av avhengig variabel, og den valgte indikator må relateres til teorien.* Om man bruker utgifter på tjenester eller overføringer, på helse eller arbeidstrygd så må valget av denne indikatoren relateres til teorien. Dette er spesielt aktuell for denne oppgaven siden den nettopp bruker flere avhengige variabler. Under vil vi utvikle et skjema som gjør at vi kan vurdere de substansielle implikasjonene av funn på de forskjellige avhengige variablene for maktressursteorien.

2.91 Modell

Hvordan vi skal avgjøre hvilke av funn som er mest avgjørende for å avkrefte eller bekrefte maktressursteorien? For å gjøre dette rangere vi ordningene ut ifra om de er direkte relatert til

⁴⁵ Samtidig, hvordan en velger å indekserer eller politiske beslutninger om å utsette indekseringen kan betinge dette i noen grad.

arbeidstagerne spesielt, og i hvilken grad de er omfordelende. Til sammen gir disse to komponentene oss mulighet til å si at «om teorien skal være valid, burde den i hvert fall stemme på dette fenomenet» (jf. McKeown 2004:159-160; Starr 2005:356). Først rangerer vi ordningene ut ifra i hvilken grad de er rettet inn på å eksklusivt dekke livsrisiko som møter arbeidstagere spesielt (Korpi & Palme 2003:432). Altså, risiko forbundet med arbeidsmarkedet. Den andre måten maktressursteorien konseptualiserer velferdsordninger på, er som omfordelingsmekanismer (Korpi 1980:309; Bradley m.fl. 2003). Vi kjører derfor en bivariat korrelasjonsanalyse mellom de forskjellige disaggregerte og aggregerte målene på velferdsstat og deres korrelasjon til to etter-skatt-og-overføringer-Gini variabler⁴⁶ hentet fra Mahler & Jeusits (2006) omfordelingsdatasett basert på LIS data, og OECD (2011). Gini-variablene dekker bare husstander mellom 16-65 år på grunn av det kjente problemet med å inkludere husstander over 65 kan overestimere omfordelingseffekten (Bradley m.fl. 2003:309; Kenworthy & Pontusson 2005)⁴⁷. Ut ifra disse to dimensjonene vurderer vi dermed hvilke variabler som er mest avgjørende for teorien og hvilke som er mindre avgjørende. Hvis det er slik at en ordning både er eksklusivt innrettet mot arbeidsmarkedsrisiko og er forbundet med økt omfordeling, er det avgjørende at maktressursteoriens antagelser for fagforeninger og venstrepartier stemmer her. Eller, det er størst sannsynlighet for at teorien stemmer her. Hvis så ikke er tilfelle, har vi svekket teorien betraktelig. Som vi viser under gjelder dette nettopp arbeidsledighetstrygd. Ordninger som ikke direkte er koblet til arbeidsmarkedet (generell) er dermed av mindre relevans for teorien. Samtidig kan ordningens grad av omfordeling modifisere dette. Er det slik at en ordning er generell men svært lite omfordelende, burde fagforeninger og venstrepartier være negativt forbundet med denne, siden maktressursteorien ser sosialpolitikk som et ledd i omfordeling. Dette hjelper oss i å justere for et problem som gjerne har vært gjennomgående i litteraturen. Vi har ikke hatt noen stringent måte å vurdere konsekvensene av funn gjort på forskjellige avhengige variabler for maktressursteorien (jf. Green-Pedersen 2007:15).

⁴⁶ Postgini referer her til ginikoeffisientene for ulikhet mellom husstandsinnkomst etter skatt og trygdeutbetalinger.

⁴⁷ Men se Mahler (2008:172) for en kritikk.

Tabell 1 Omfordeling og velferdsstatsmål

	Gini-LIS	Gini-OECD	Gjennomsnitt
Sjenerøsitetsindekset	-0.88	-0.85	-0.86
Arbeidsledighetssjenerøsitet	-0.80	-0.75	-0.77
Arbeidsledighetserstatningsrate	-0.93	-0.93	-0.93
Privatutgifter	0.92	0.90	91
Behovsprøving	0.81	0.78	0.79
Behovsprøving-arbeidsledighetstrygd	0.69	0.68	0.68

Korrelasjonskoeffisientene er Pearsons R og alle er signifikante ved 0.000. Regresjonskoeffisientene er kalkulert i STATA med `pwcorr`-kommandoen. Definisjoner og datakilder er beskrevet i metoddelen.

Vi ser også tydelig at private utgifter er forbundet med høyere ulikhet enn utgifter til behovsprøvde ordninger. Dette gir intuitivt mening siden behovsprøvde ordninger faktisk er ment å hjelpe de som har behov for dem. Samtidig bekrefter vi funn fra tidligere mer robuste studier som har studert denne relasjonen. Både Mahler & Katz (1988:44) og Korpi & Palme (1998) finner at økning av land med mer behovsprøvde ordninger ikke hadde mindre ulikhet enn de med mer universielle ordninger. Forklaringen mener de ligger i den minimale støtten offentligheten har til behovsprøvde ordninger. Dette leder til mindre omfordeling på to måter. For det første har middelklassen liten interesse i å betale skatt for ordninger de selv ikke tjener på (Moene & Wallerstein 2001B; Pontusson 2005:149). For det andre er det enklere å kutte i behovsprøvde ordninger enn ordninger alle nyter godt av (Nelson 2007; Häusermann 2011)⁴⁸. Det er flere viktige konklusjoner som kan trekkes av dette, men viktigst er det at gitt maktressursteoriens antagelse om at venstrepartier vil fremme velferdsordninger som er omfordelende, bør de være sterkt selektive i hvilke ordninger de promoterer.

Carsten Jensen (2011E) og Korpi & Palme (2003: 432) mener vi må skille mellom ordninger som er rettet mot arbeidsmarkedet, og de som er rettet mot livsløpet. Ordninger rettet mot livsløpet er de forhold de fleste aktører vil ha en interesse i forsikre seg mot. De fleste vil ha en interesse å forsikre seg mot alderdom. Så når det kommer til pensjonsordninger vil arbeidsgivere og arbeidstagere ha en mulighet for sammenfallende interesser. Arbeidsmarkedsrisiko er risiko som eksklusivt kjennetegner det å være arbeidstager. På arbeidsmarkedsrisiko vil man således *ikke* ha samme mulighet for sammenfallende interesser (Väisänen 1992:313). Vi har her kodet våre variabler ut ifra om de er eksklusivt forbundet med arbeidsmarkedet, eller generelle om de inneholder komponenter som er livsløpsrelatert. Siden både den aggregerte sjenerøsitetsindeksen, privatutgiftsmålet og behovsprøvmålet inneholder pensjonsordninger er disse kodet som livsrelatert.

⁴⁸ For et alternativt synspunkt se Pierson (1994:103-104).

I tabell 2 har vi organisert alle ordningene ut ifra om de er arbeidsmarkedrelatert og deres korrelasjon til ulikhet.

Tabell 2 Risiko og omfordeling: En endelig modell

Risiko	Ulikhet	
	Negativ	Positiv
Arbeidsmarkedsrelatert	Arbeidsledighetstrygd (Erstatningsraten) Arbeidsledighetsgjenerøsitetsindeks	Behovsprøvd-arbeidsledighetstrygd
Livsrelatert	Sjenerøsitetsindekset (helhetlig)	Behovsprøvdordninger Privatutgifter

Vi ser at gitt maktressursteorien burde venstrepartier og fagforeninger være positivt forbundet med arbeidsledighetstrygd, mens de burde korrelere negativt med både behovsprøvd og private ordninger. Vi ser videre at det er to ordninger som kommer i en slags mellomposisjon. Behovsprøvd utgifter på arbeidsledighetstrygd faller naturlig mellom to stoler siden ordningen er fokusert på arbeidsmarkedet, men ordningen er sterk korrelert med ulikhetsmålene våre. Siden maktressursteorien primært er en teori som skal forklare omfordeling (Korpi 2006; Iversen & Soskice 2009) legger vi sterkest vekt på denne dimensjonen. Denne måten å analysere viktigheten av forskjellige forhold ved velferdsstaten innenfor maktressursteorien kan derfor sies å trekke på Esping-Andersens (1990:108) anbefaling til de som skulle teste maktressursteorien om å besvare hva arbeidere vil ha, gitt deres interesser. Arbeidstagerne og deres organisasjoner vil - antar maktressursteorien - beskytte seg mot sosial risiko, samtidig som de ønsker en omfordeling av goder etter at markedet har sagt sitt. Over har vi gitt en foreløpig indikasjon på at gitt ønsket om omfordeling, burde arbeidstagerne være negative til private og behovsprøvd velferdsordninger, men positive til arbeidsledighetstrygd. Sistnevnte er også den risikoen som er mest forbundet med arbeidsmarkedet, og derfor den som enklest skiller arbeidstager og arbeidsgiveres interesser. Motsatt burde arbeidstagerinteresseorganisasjoner være negativt forbundet med privatisering og behovsprøving. Vi har dermed spesifisert hvor teorien bør holde gitt dens forutsetninger.

For å oppsummere ser vi at vårt skjema bekrefter viktigheten av funn på arbeidsledighetstrygd for maktressursteorien. Vi finner også at Esping-Andersens modelltese blir bekreftet: Gitt maktressursteorien burde venstre- og høyrepartier korrelere med forskjellige velferdsordninger. Hvor høyrepartier (venstre) burde korrelere positivt (negativt) med behovsprøving og privatisering. Vi skal nå gjennomgå det metodiske designet for å analysere om dette er tilfelle.

3.0 Forskningsdesign

“Careful studies using TSCS[paneldata] should consider unit heterogeneity and alternative dynamic specifications and test for autocorrelation (...) less than 5% of the studies cover the basic criteria that we have laid out.”

(Wilson & Butler 2007:109-110)

«Linear regression results are notoriously unstable, even minor changes in model specification can lead to coefficient estimates that bounce around like a box full of gerbils on methamphetamines.»

(Schrodt 2010:3)

Forskningsdesignet som er valgt for denne oppgaven er kvantitativt fundert. Skal vi kunne si noe om universet som maktressursteorien er formulert til å forklare, krever dette et forskningsdesign som kan behandle en stor mengde informasjon. Styrken ved statistiske analyser er at de nettopp kan levere på dette punktet. Det er også ønskelig med et kvantitativt design all den tid studier av drift er bygget på landstudier og ikke testet på et større utvalg. Kvantitative design har i nyere tid blitt kritisert av Shalev (2007) innenfor velferdsstatsstudier. Shalev mener faget tynges av at avanserte statistiske teknikker tar forrang, mens enklere teknikker - som fokuserer på kasus i seg selv - gjerne kunne gitt mer valide slutninger – se også Achen (2002) og Schrodt (2010) for en mer generell kritikk. Selv om dette er legitim kritikk⁴⁹ er det fortsatt to grunner til å foretrekke et kvantitativt design, vi får estimert usikkerheten til våre resultater⁵⁰ og kanskje viktigst, vi kan studere et fenomen over tid i flere land. Dette er helt nødvendig for å si noe om effekten av interesseorganisasjoner på institusjoner. Forhold som gjerne kan være konstante over tid i et enkelt land. Vi styrker også sannsynligheten for at våre estimater ikke bare skyldes unike egenskaper med våre enheter.

Alternativene som har blitt lansert til kvantitativ metode er heller ikke uten problemer⁵¹. Charles Ragin (1987,2008) QCA-metode hvor man klassifiserer kasus ut fra deres verdier på uavhengige og avhengige variabler i en sannhetstabell, for så å så analysere seg fram til nødvendige og tilstrekkelige årsaker, har for eksempel som problem at usikkerheten til klassifiseringene ikke blir tatt med i analysen⁵². En annen innvending mot denne metoden er at den baserer seg på å etablere logiske sett-relasjoner (Ragin 2008),

⁴⁹ Om man som i Shalevs tilfelle, ser ut til å forveksle dårlig bruk av en metode med kritikken av metoden selv. Se Scruggs (2007B) for en mer utførende kritikk på dette punktet.

⁵⁰ Bruken av P-verdier når vi har den faktiske populasjonen, og ikke et randomisert sannsynlighetsutvalg, er problematisk (Scruggs 2007B:318; Kenworthy 2007:349; Schrodt 2010). Et mulig alternativ er da å teste hvor godt vår modell predikerer et alternativt utvalg, eller brukt bayesiansk signifikanstesting (Western 1996). Dette har vi dessverre ikke hatt mulighet til av tid og ressursmessige grunner. Som et alternativ har vi tatt i bruk flere robusthetstester for å sikre oss at våre resultater er stabile.

⁵¹ Se Mahoney (2010) for en oppsummering av metodologiske nyvinninger i statsvitenskap

⁵² Ragin (2008) forsøker å løse dette med å bruke fuzzy-sett logikk. Dette er ingen god løsning. Ved fuzzy-sett tar man ikke med usikkerheten til klassifikasjonene, men sannhetsgehalten om at X er en delmengde av sett Y. Dette er noe annet enn sannsynlighet eller usikkerhet og burde ikke behandles som dette.

noe som passer i noen design, men ikke når vi er interessert i å estimere gjennomsnittlige effekter av en egenskap på et fenomen (jf. Mahoney 2010). Et annet alternativ er typologi-metoden til George & Bennett (2005). Problemet med denne metoden er at den krever at typologiene (her velferdsstatsregimer) er stabile over tid. Hvis en for eksempel skal studere mekanismen for nedbygging i universalistiske velferdsstater, krever dette at landet vi har valgt å studere mekanismen i, er medlem av regimet over hele tiden vi studerer. Som framhevet av Allan & Scruggs (2006,2008) utviser klassifiseringen av land i regimer innenfor de to mest kjente idealtypene for velferdsstatsregimer -sosial stratifikasjon og dekommodifikasjon – sterk variasjon fra år til år. Metodens grunnforutsetninger ser dermed ikke til å være tilstede for å teste våre antagelser. Statistisk analyse virker derfor å være det riktige verktøyet for jobben.

Det vil fremgå av den kommende diskusjon og problematisering omkring valg av riktig verktøy og estimeringsteknikk for studie av velferdsstatsutvikling, at feltet ennå ikke har kommet til noen klar og enhetlig måte å studere politikk over tid (jf. Plümper m.fl. 2005; Wilson & Butler 2007). Denne oppgaven vil heller ikke komme med noen definitiv løsning, og prøver isteden etter beste evne å velge den statistiske teknikken som gir færrest mulige feilaktige estimater. Gitt at den ikke hindrer oss å studere det som er av substansiell interesse. Basert på de metodiske problemene, foreslåtte statistiske løsninger og deres substansielle implikasjoner, har vi valgt to forskjellige statistiske modeller. En generell feilkorleksjonsmodell (ECM), og en enkel faste effekters modell med Prais Winsten regresjon (AR1) og heterogen lagstruktur. Begge modellene har styrker og svakheter, og vil også oppvise forskjeller i hvilke aspekter ved velferdsstatsutviklingen de kan fange inn⁵³. Å velge en slik tilnærming framhever at man tar kritikken fra Wilson & Butler (2007) seriøst - om at alt for få paneldatastudier vurderer sine funn ut fra alternative modeller, eller alternative spesifikasjoner. Altså, at de ikke tester sensitiviteten til resultatene sine. Ved å gjøre dette, avdekker vi resultatenes robusthet samtidig som vi svekker sannsynligheten for at våre resultater er en konsekvens av den statistiske modellen som er valgt for å studere fenomenet.

3.1 Utvalget – «The Usual Suspects»

Utvalget i denne analysen varierer ut ifra hvilken avhengig variabel vi benytter, men er gjennomgående ”the usual suspects” for maktressursteorien: 18-OECD⁵⁴ land valgt fordi de har gjennomgående politisk stabilitet og demokratiske styresett i perioden vi studerer. De er selektert ut ifra prinsippet om «most similar systems» (Lijphart 1975). Dette gjør at vi kan være mindre nervøse for mulige effekter som ikke vestlig-kultur og mulige effekter av ikke-demokratiske regimer på velferdsstatsutvikling. Achen (2002:447) framhever en slik utvalgsstrategi som avgjørende, gitt at vi ikke kan operasjonalisere faktorer som truer kausalhomogeniteten i utvalget godt nok (King m.fl. 1994:191). Tilgjengeligheten på data om

⁵³ Alle modellene blir også estimert med panelkorrigerede standardfeil (Beck & Katz 1995).

⁵⁴ Australia, Østerrike, Belgia, Canada, Danmark, Finland, Frankrike, Tyskland, Irland, Italia, Japan, Nederland, New Zealand, Norge, Sverige, Sveits, Storbritannia og USA.

sosialpolitikk er også relativt god for disse landene i denne perioden⁵⁵. Vi er også sikre på at det er teoretisk mulig at disse landene har utviklet en sjenerøs velferdsstat, og at vi derfor ikke underestimerer effekten av våre forklaringsvariabler med å inkludere land hvor sannsynligheten for finne en velferdsstat ikke eksisterer (jf. Goertz & Mahoney 2004). Vi unngår også problemet med å spesifisere hvordan autoritære regimer påvirker velferdsstatsutviklingen (Boix 2003). Tabell 3 gir en oversikt over variasjonene i tid og rom for de ulike avhengige variablene i vår studie med unntak av robusthetstestvariablene (se vedlegg).

Tabell 3 Variasjon i avhengige variabler

	Variasjon i tid	Variasjon i rom	Manglende	Kilde
Arbeidsledighetstrygd – erstatningsrater	1971-2002	18OECD-land*	AUT, 1972, 1974, 1976. BEL 1972, 1974, 1976, 1978, 1980, 1994, 1996, 1998. Den 1972, 1974, 1978, 1982, 2002 NED 2001	Scruggs (2004)CEWD datasett
Privatisering - totalt	1980-2007	18 OECD-land*	AUS 1981-84,86-89, NOR 1981-84,86-87,	OECD SOCX (2007) database
Behovsprøving – totalt for alle ordninger	1990-2009	13 OECD- land**	BEL 1990-1994,IRE 1990-94, SWE 1990- 93	EUROSTAT ESSPROS (2008) database

* Australia, Østerrike, Belgia, Canada, Danmark, Finland, Frankrike, Tyskland, Irland, Italia, Japan, Nederland, New Zealand, Norge, Sverige, Sveits, Storbritannia og USA, ** alle over bortsett fra USA Australia, Canada, Japan, New Zealand

3.2 Avhengig variabel

Som framhevet, bruker vi flere avhengige variabler. Vi kan gruppere dem i to ut fra bruksmåte i denne analysen. Først har vi de ulike sjenerøsitetmålene samlet inn av Lylle Scruggs (2004) som er et forsøk på å replisere og utvide Esping-Andersens (1990) opprinnelige dekommodifikasjonsindeks⁵⁶Vi bruker disse målene for å si noe om de ulike maktressursteoriens evne til å forklare sjenerøsiteten til velferdsstaten. Datasettet til Scruggs slutter i 2002, og det finnes ikke sammenlignbare data som vi kunne brukt for å

⁵⁵ Et nytt datasett som inneholder brutto erstatningsrater for 91 land fra 1980-2005 ble nettopp gjort tilgjengelig av IMF. Dette åpnet for å teste maktressursteorien på et større utvalg enn det som tidligere har vært gjort. Samtidig som vi da må formulere teorier omkring hvordan velferdsstater burde påvirkes av ikke-demokratiske eller halvdemokratiske regimer (jf. Boix 2003).

⁵⁶ Komponentene som inngår i Scruggs sjenerøsitetsindeks er identiske med de Esping-Andersen brukte i sin dekommodifikasjonsindeks. Men målene er forskjellige i det at den matematiske prosessen hvorpå de ulike komponentene slås sammen er ny. Forskjellen er kort sagt at sjenerøsitetsindekset bruker en mer følsom aggregeringsformel som gjør at endringer i de forskjellige delindeksene fanges bedre opp i det aggregerte sjenerøsitetetsmålet (se Scruggs & Allan 2006 for detaljer).

utvide dataserien⁵⁷. Derneft har vi ulike disaggregerte sosialutgiftsmål fra OECD SOCX-databasen og Erostats EPHORUS database. Disse brukes som proksier for å fange opp graden av privatisering av risiko og behovsprøving. Altså, den institusjonelle konfigurasjonen til velferdsstaten. Deskriptiv statistikk på våre avhengige variabler er gitt i tabell 4.

Tabell 4 Deskriptiv statistikk.

	N	Gjennomsnitt	Standardavvik	Min	maks
Arbeidsledighetstrygd	576	59.71882	17.08365	0	94.35
Privatutgifter	488	3.025953	2.351129	.068	10.483
Behovsprøvingsutgifter	226	2.330062	1.352746	.707097	6.714455

3.21 Sjenerøsitet

Vi operasjonaliserer sjenerøsiteten til et lands arbeidsledighetstrygd som gjennomsnittlig erstatningsrate til en singel GPA (gjennomsnittlig produksjonsarbeider), og en GPA arbeider med familie. Erstatningsraten er som framhevet tidligere, graden av den årlige nettoinntekt som en gjennomsnittlig produksjonsarbeider får erstattet ved netto trygdeutbetalinger. Dette kalkuleres ved å regne ut hva en fullt forsikret borger ville mottatt over en uke– man tar gjerne utgangspunkt i maksimalt mulig utbetalt trygd – noe som så ganges med 26 for å få den halvårlege utbetalingen som igjen ganges med 2 for å få den årlige utbetalingen. Deretter trekker man fra skatt og obligatoriske sosiale kostnader på trygdeutbetalingene og lønnen, for så å regne ut differansen mellom nettolønn og netto trygdeutbetalinger. Dette kalkuleres både for en enkelt arbeider, og en arbeider med en familie med ulønnet hustru og 2 barn (7 og 12 år gamle). Man tar så gjennomsnittet til disse for å komme fram til den endelige erstatningsraten. Inspeksjon av de andre delindeksene viser at de varierer lite over tid, og det er således erstatningsraten som fører til mest variasjon over tid når det gjelder sjenerøsitetsindekset til Scruggs. Erstatningsraten er som sagt av spesiell substansiell interesse for oss siden den tillater oss å estimere graden av drift.

Erstatningsraten til arbeidsledighetstrygden er ment å fange opp en arbeiders evne til å gjøre seg uavhengig av markedet. Det markerer derfor en av de viktigste komponentene i en borgers sosiale rettigheter. Samtidig har dette målet flere problemer som må framheves. Vi ser at det bare fanger opp en av to dimensjoner når det kommer til vår tidligere begrepsavklaring av sosiale rettigheter. Den aktiviserende dimensjonen av de sosiale rettighetene er ikke å spore i dette målet. SCIP datasettet til Korpi (2011) har data som kan sies å fange opp aktiviseringsaspektet ved sosiale rettigheter, men denne delen av datasettet er i skrivende stund ikke offentliggjort. En annen kritikk av målets validitet ligger i antagelsene som ligger til grunn når man kalkulerer erstatningsraten. Erstatningsraten vil variere med blant annet alder, ansettelsesperiode, bidrag og inntekt. For å løse dette problemet koder man erstatningsraten ved å bruke en idealtypisk arbeidermodell. Modellen er ment å gjenspeile hva en gjennomsnittlig produksjonsarbeider

⁵⁷ OECD endrer sitt eget kodeskjema for netto erstatningsrater etter 2000 og bruker ikke lenger lønnen til en GPA (se under) til å regne ut erstatningsraten (Brys 2011). I stedet bruker de nå lønnen til en gjennomsnittlig arbeider.

ville ha krav på. Dette betyr at grupper som ikke faller inn under disse spesifikasjonene, som arbeidere med en atypisk arbeidsprofil, med en annerledes familie sammensetting, eller en annen inntekt, ikke vil fanges opp i variabelen. Kort sagt; siden de institusjonelle egenskapene ved velferdssystemene måles ut ifra en modellarbeider, betyr dette at de som ikke faller under denne modellen vil bli utelatt fra analysen. Erstatningsraten fanger heller ikke opp hvor vanskelig det er å kvalifisere til ordningene, ei heller ventedager eller lengden på trygden før begrensinger på utbetalingene forekommer. Bruken av erstatningsrater er derfor (som framhevet av flere forfattere) ikke uten feil (Green-Pedersen 2007:21; Jensen 2011D:337). Man kan også spørre seg hvor interessant en produksjonsarbeider er i en periode med økende avindustrialisering, noe som nok forklarer hvorfor OECD har sluttet å rapportere dette målet – de har nå skiftet til å bare rapportere lønnen til en gjennomsnittsarbeider (Brys 2011). Et annet problem er at erstatningsratene gjerne ikke settes likt i de forskjellige landene, selv for en og samme arbeider. I Canada, for eksempel, settes erstatningsraten og antallet uker for å kvalifisere til arbeidsledighetstrygd ut ifra den regionale arbeidsledigheten (SSA 2011). USA på sin side har ikke noe føderalt arbeidsledighetstrygdprogram⁵⁸. Dette betyr at prosessen ved å etablere nasjonale indekser blir problematiske, og på mange måter reduserer et komplekst bilde av variasjon innad i landet.

Hvorfor har vi ikke valgt å bruke hele sjenerøsitetindeksen til Scruggs? Det er tre forklaringer. Den første er, som nevnt, at arbeidsledighetstrygd er et *most-likely* tilfelle for maktressursteorien. Dette betyr at hvis vi ikke finner støtte for teorien på denne variabelen har dette mer avgjørende betydning for teorien enn om vi ikke finner støtte for maktressursteorien når vi bruker hele indeksen. Den andre forklaringen er at de ulike komponentene i sjenerøsitetindeksen har ulik kausalstruktur. Som framhevet av Scruggs (2007) tar det gjerne flere år før endringer i pensjonssystemet har effekt og dermed vil fanges opp i målet⁵⁹, i motsetning til arbeidsledighetstrygd - hvor effektene kan være mer eller mindre umiddelbare. Vi vil derfor kunne feilestimere partieffektene hvis vi antar at effekten til partiene er konstant over alle ordningene (Achen 2002). Flere har prøvd å komme seg unna dette problemet ved å isteden bruke et arbeidsmarkedssjenerøsitetsmål (sykeforsikringssjenerøsitetindeksen og arbeidsledighetstrygdindeksen lagt sammen), men en slik løsning er fortsatt problematisk. For det først ser vi raskt at skatt blir innført på forskjellig tidspunkt på arbeidsledighet og sykeforsikringstrygd innenfor et og samme land (Scruggs 2004). Dette peker på ulike kausalprosesser som ligger bak de forskjellige ordningene. Noe som igjen gjør at vi kan feilestimere effektene hvis de legges sammen i en og samme indeks. En slik tolkning styrkes av at korrelasjonen mellom pensjon, syke og arbeidsledighetstrygdsjenerøsitetindeksene er overraskende lav⁶⁰.

Problemet med ulik kausalstruktur i en indeks, som gjerne blir beskrevet som over-aggregering, har blitt framhevet av Vlandas (2011) som en av årsakene til at man har funnet inkonsistente funn når det kommer til arbeidsaktiverende ordninger og partieffekter i litteraturen. Ved å velge en velferdsordning og ikke en

⁵⁸ Hvis variasjon i sjenerøsitet overrasket denne forfatteren. For en oversikt se Scruggs (2007C).

⁵⁹ Men se Hicks & Freeman (2009:128) for et motargument.

⁶⁰ Den høyeste korrelasjonen (0.51) er mellom arbeidsledighet og sykeforsirkingskomponentene. Ellers er korrelasjon på under 0.30. Pearsons produktkorrelasjonskoeffisient.

indeks av ordninger svekker vi muligheten for at våre resultater skyldes over-aggregering. Uansett, det avgjørende argumentet for å bruke erstatningsraten til arbeidsledighetstrygden er at vi nettopp forventer at det er på arbeidsledighetstrygd at teorien vår, gitt dens antagelser, skal stemme. Derfor er funn på arbeidsledighetstrygd viktigere enn funn på pensjonsordninger for maktressursteorien.

Et problem med vår operasjonalisering av erstatningsraten er at vi helst skulle hatt erstatningsraten til flere inntektskategorier, men dette er dessverre ikke tilgjengelig. Verken i den offentlige versjonen av SCIP datasettet eller i CEWD 1 datasettet⁶¹. Det er viktig at selv om vi har funnet problemer med data i deres evne til å fange opp i graden av en stats sosiale rettigheter utgjør de data som her brukes fortsatt det mest valide alternativet til å operasjonalisere en velferdsstat.

3.22 Privatisering av risiko og behovsprøving

For å fange opp de understuderte dimensjonene av sosialpolitikken har vi gått litt forskjellige veier. For å fange graden av privatisering av risiko har vi operasjonalisert dette som den totale andelen av private utgifter (frivillige og obligatoriske) på sosiale forhold som definert av OECD i prosent av BNP. OECD (2007:7) definerer private her ut ifra om det er offentlige eller private aktører som står for utgiften. Vi har inkludert de obligatoriske private utgiftene⁶² fordi de gjenspeiler i hvilken grad private ordninger er inkludert i de offentlige ordningene, og også i hvilken grad utgiftene ved ordningene legges på privatpersoner og bedrifter. På denne måten kan vi se om det ikke bare er den frivillige delen (ordninger utenfor staten) som vokser, men også om staten legger grunnlaget for økte private innslag i de offentlige ordningene. Ideen til dette målet er hentet fra Alber (2010) som bruker det til å sammenligne USA og Europa i en tverrsnittstudie. Vi har også kodet en variabel som måler størrelsen av de private, relativt til de offentlige, utgiftene. For å få dette målet, deler vi et lands private sosial utgifter på landets offentlige sosial utgifter. Denne variabelen kan fortelle oss om private utgifter vokser raskere enn de offentlige. Vi bruker denne variabelen til å robusthetsteste våre resultater for den førstnevnte variabel. Jeg har kalkulert disse målene for 1980-2008 med data fra OECD⁶³.

Målet kan kritiseres for at OECD ikke har vært stringente i sine klassifikasjoner av hva som regnes som privat vs offentlig på tvers av land (Deken & Kitte 2007:75). En kritikk som også deles av OECD (2007:9) selv. Samtidig, det finnes ingen alternative mål over samme periode⁶⁴. Det virker derfor som om vi må akseptere noen grad av målefeil for å sikre oss data. Uansett, vårt mål har sterkere validitet enn de mål

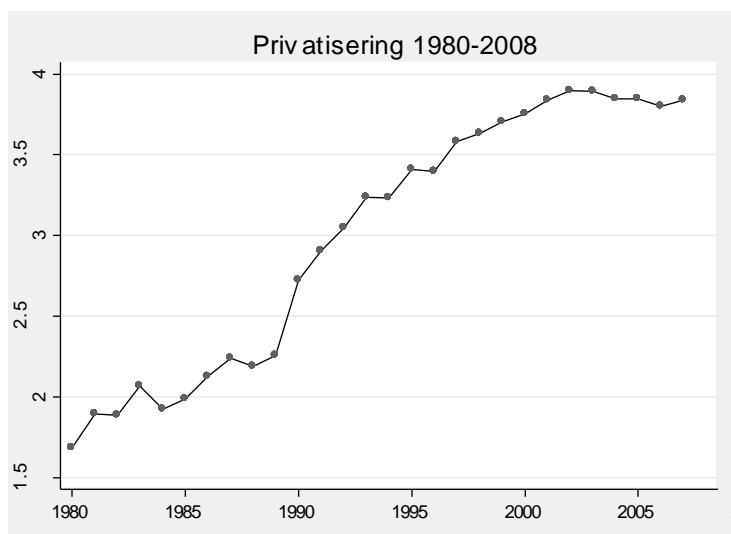
⁶¹ CEWD 2 datasettet er som sagt under utvikling og har erstatningsrater for flere inntektsgrupper, men de er ved skrivende stund ikke ennå offentliggjort.

⁶² OECD (2007) definerer obligatoriske privat utgifter slik: "Mandatory private social expenditure: social support stipulated by legislation but operated through the private sector, e.g. direct sickness payments by employers to their absent employees as legislated by public authorities, or benefits accruing from mandatory contributions to private insurance funds".

⁶³ OECD rapporterer ikke data på graden av frivillig og obligatorisk private utgifter på sosiale forhold i et og samme mål så jeg har måttet legge dem sammen manuelt.

⁶⁴ Et alternativ er OECDs (Adema & Whiteford 2010) netto utgiftsmål, men data for dette er ikke tilgjengelig for 2005.

brukt av Esping-Andersens (1990) i hans studie. Esping-Andersen hadde bare variasjon for noen år på pensjon og helseordninger, og ikke på det totale innslaget av private utgifter på sosiale formål som brukes her.



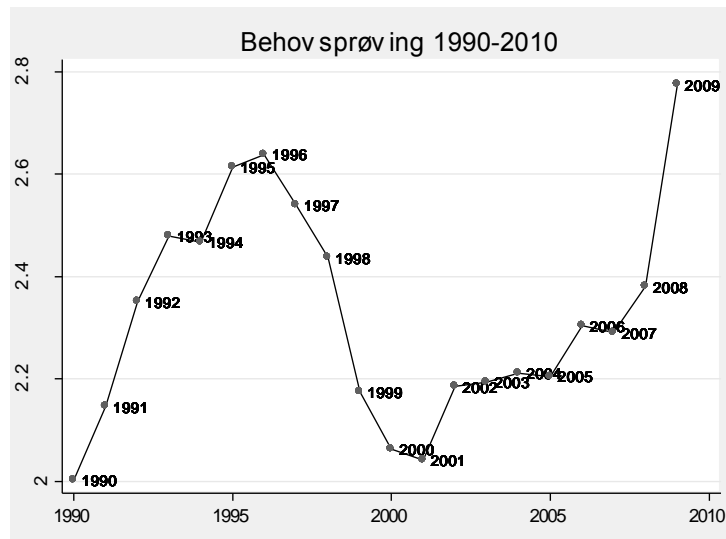
Figur 6 Gjennomsnittlige private utgifter (frivillig + obligatorisk) på sosiale ordninger for hvert år fra 1990-2010 for 18 land.

Figur 6 viser de gjennomsnittlige private utgifter for alle landene i vårt utvalg fra 1980-2008. Vi ser at bruken av private utgifter på starten av 1980-tallet lå godt under 2 % av BNP. For så å vise en stigende trend over hele perioden, til å ende på rundt 3.9 % av BNP. Bruken av private ordninger har derfor uten tvil økt, men for å gi denne utviklingen mer mening skal vi se om de private utgiftene vokser raskere enn de offentlige utgiftene. Det kan være slik at selv om private utgifter vokser, så velger staten å øke de offentlige utgiftene, slik at forholdet mellom det offentlige/private holder seg stabilt. Vi finner at de private utgiftene i 1980 var minimale i forhold til de offentlige, og utgjorde bare 0.1 % av de offentlige utgiftene i 1980. I 2008 var forholdstallet 0.2%. De private utgiftene hadde derfor enten vokst raskere enn de offentlige, eller man hadde valgt å overføre en større grad av de offentlige utgiftene over på privatpersoner. Pierson (1996) hadde rett når han antok at man i den postindustrielle perioden burde se en økende bruk av private ordninger.

Forekomsten av behovsprøving operasjonaliseres som graden av utgifter til ordninger som er behovsprøvd etter EUROSTATs ESSPROS definisjon (2008:32) som andel av BNP. ESSPROS koder alle utgifter som behovstestet gitt at utbetalingene eller tjenestene er 1) eksplisitt eller implisitt avhengig av mottakers inntekt, 2) avhengig av om mottagers velstand faller under et bestemt nivå (eks en fattigdomsgrense)⁶⁵. Denne operasjonaliseringen fanger godt opp vår teoretiske definisjon av behovsprøving som rett til goder avhengig av tidligere inntekt (Titmuss 1987:226-227). Eurostats dataserie

⁶⁵ Eurostat definer behovsprøvede ordninger som: "Means-tested social benefits are social benefits which are explicitly or implicitly conditional on the beneficiary's income and/or wealth falling below a specified level".

på dette målet begynner i 1990 og vi får full dekning for alle landene fra 1994. Problemet er at vi ikke har data for land utenfor Europa hvor spesielt mangelen på data for USA og Australia er problematisk. Særlig sistnevnte er viktig siden venstresiden i Australia gjerne har stått for å innføre behovsprøvede komponenter i ellers universelle ordninger (Korpi 2001). Dessverre er det ingen internasjonale sammenlignbare data for disse landene. Så for behovsprøving blir vi tvunget til å estimere våre modeller på et mindre utvalg enn de øvrige avhengige variablene



Figur 7 Gjennomsnittlig utgifter til behovsprøvede ordninger for hvert år fra 1990-2010 for 12 land.

Figur 7 viser den gjennomsnittlige bruken av sosialutgifter på behovsprøvede ordninger over hele vårt utvalg (12 land) for hvert år vi har data. Selv om vi ser at det er store svingninger i data, er det viktig å huske at vi har gjennomsnittet over alle land, og at dette skjuler hvordan bruken av behovsprøvede ordninger varierer mellom land. I Norge og Sverige går utgiftsnivået nesten aldri over 3 % av BNP, mens gjennomsnittet for hele perioden i Storbritannia ligger på 4,5 prosent. Den sterke variasjonen vi ser i data over tid kan skyldes at de behovsprøvede ordningene er veldig følsomme for konjunktursvingninger, hvor særlig økningen i slutten av vår periode vil kunne være et tegn på den automatiske økningen av behovsprøvede utgifter ved en økning av brukergruppen. Effekten av finanskrisen i 2008 kommer klart fram i data fra 2009. En lignende effekt vil også komme av at BNP (som er nevneren til variabelen) synker. Vi får heller ikke data på Sverige før i 1994. Det er vanskelig ut ifra de data vi har å bekrefte Piersons påstand om at behovsprøvede ordninger vil utgjøre en økende andel i den postindustrielle perioden. Vi har dessverre ikke sammenlignbare data fra før 1990 og vi kan derfor ikke si om det mønsteret vi her observerer er en økning eller en svekkelse fra tidligere perioder.

Hvorfor har vi ikke brukt SaMip-datasettet utviklet ved SOFI instituttet i Sverige av Nelson (2007) som nettopp har data på sosialhjelp (behovsprøvd i alle land) fra 1990 for alle 18 land i vårt utvalg? Det er 2 grunner til at vi ikke har funnet SaMip passende for å teste våre hypoteser. For det første måler den ikke innslaget av behovsprøvede ordninger generelt i velferdsstaten. Bare sjenerøsiteten til sosialhjelp blir fanget opp av dette målet. Dette er problematisk når vi vet at mye av økningen av behovsprøving forekommer

ved at tidligere universalistiske ordninger blir gjort behovsprøvde (Pritchett 2005). Det andre punktet er at vi ikke er interessert i sjenerøsiteten til de behovsprøvde ordningene. Det kan godt være at en meget universalistisk velferdsstat har en sjenerøs sosialhjelp. Målet er derfor ikke valid når det kommer til å kunne fange opp graden av behovsprøving generelt i en velferdsstat.

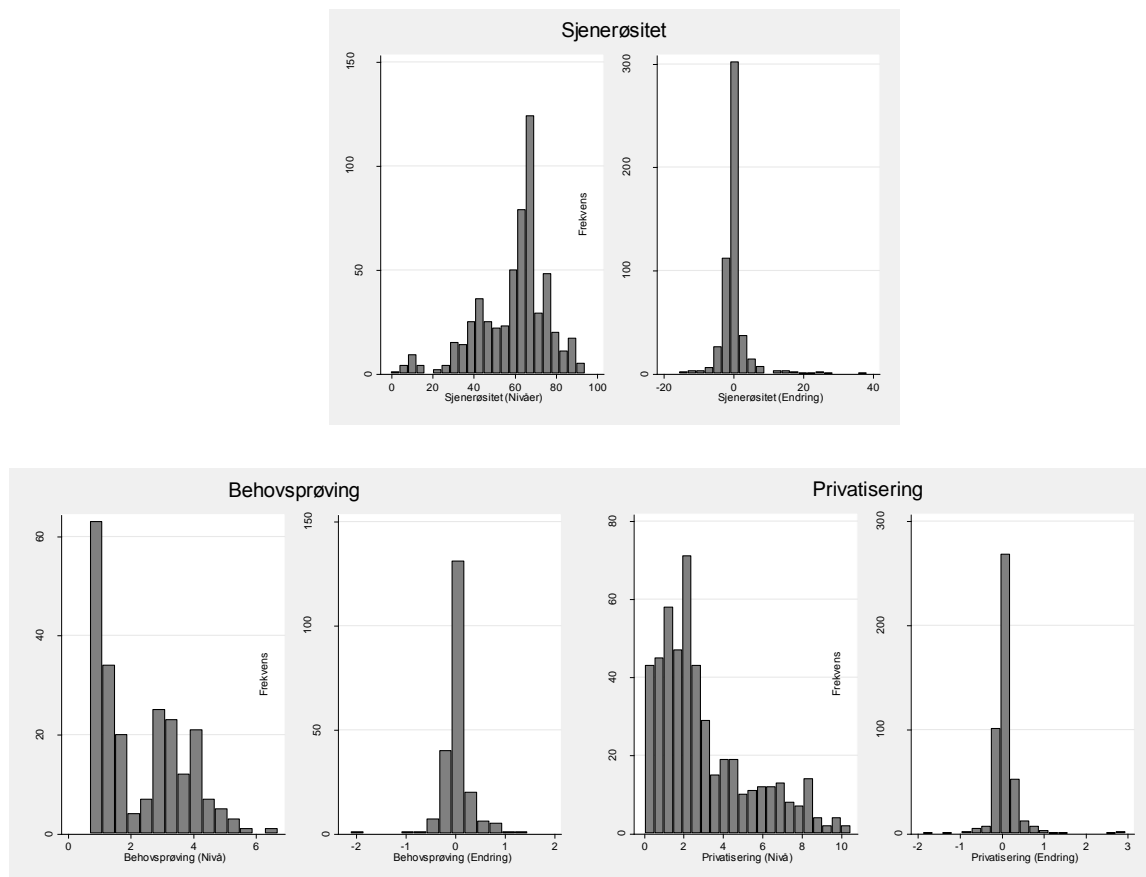
Som vi sier er både graden av privatisering- og behovsprøvningsmålene utgiftsmål, og tolkningen av dem må gjøres forsiktig. Vi bruker utgiftsmålene til å si noe om det institusjonelle rammeverket. Hvis en stat fører det meste av utgiftene over på individene vil private utgifters andel selvfølgelig stige. Vi vil derfor kunne si at denne utgiftsendringen vil være en indikasjon på privatisering av risiko, og derfor fange opp institusjonelle skift. Dermed tillater dette utgiftsmålet oss å fange opp institusjonelle endringer (jf. Jensen 2011D). Dette gjør at vi i noen grad svekker Esping-Andersens (1990:19) berømte kritikk av sosialutgiftsmål, som han framhevet ikke kunne teste maktressuretorien fordi «nobody fought for spending per se». Det de slåss for var det institusjonelle rammeverket og utvidelsen av ordninger til arbeidere. Noe, som flere har påpekt etter Esping-Andersen, vanskelig fanges opp i aggregerte utgiftsmål (Clasen & Siegel 2007; Jensen 2011D). Siden vi ikke bruker et aggregert mål, men derimot disaggregerte mål, kan vi si at vi har en sterkere indikator enn alternativene for å måle institusjonelle trekk ved velferdsstaten. Noe som også framheves av de som har vært sterke kritikere av bruken av sosialutgifts mål (jf. Korpi 1989:310). Esping-Andersen (1990) bruker selv slike disaggregerte utgiftsmål i samme verk som kritikken over er hentet fra.

Det er altså ikke selve bruken av utgiftsvariabler som kritiseres. I stedet kritiserer man en a-teoretisk bruk av aggregerte sosiale utgiftvariabler, hvor så mye blir slått sammen at alle nyanser mellom velferdsstater forsvinner (jf. Clayton & Pontusson 1998:78). Siden vi har forankret våre avhengige variabler innenfor maktressursteorien er en slik kritikk lite gyldig for denne studien. Pierson (2001) har også innvendt mot Esping-Andersens kritikk (at ingen slåss for selve utgiftsnivået) at denne ikke på samme måte er en treffende kritikk i perioder med budsjettnøysomhet; hvor det er budsjettbalansen og utgiftspostene på nasjonalbudsjettet som er avgjørende. Utgiftsnivå vil dermed være et avgjørende kampområde. Siden politikerne bruker budsjettet når man forhandler om hvor det skal kuttes, og bruken av sosiale utgifter blir følgelig relevant.

Når det er sagt, er det flere problemer med å bruke selv slike disaggregerte sosiale utgifter. For det første fanger disse målene ikke bare opp den institusjonelle karakteren ved velferdsstatene, men som nevnt tidligere, også behovet for ordningene (Clasen & Siegel 2007). Når arbeidsløsheten stiger, går utgiftene til de behovsprøvde ordningene opp. Når antallet pensjonister stiger, vil også graden av private utgifter stige - gitt at pensjonssystemet har en slik komponent. De sosiale utgiftene ett år, reflekterer altså i noen grad klientellet samme år. Man kan delvis kontrollere for slike forhold (Iversen 2001) ved å inkludere graden av arbeidsløshet og andelen personer over 65. Det som er viktig å huske da, er at mulig substansielle variabler isteden tar form som kontrollvariabler. Et annet problem som ikke skal undervurderes er at vi her bruker utgiftsnivået før skatt. Som vist av Adema & Whiteford (2010) fører utelatelsen av

skattesystemets effekt at man dramatisk kan underestimere og overestimere noen land. Forskjellen for skandinaviske land er spesielt framtreddende (som har en gjennomsnittlig skatt på sosiale overføringer på 4%). Dette svekker validiteten til våre utgiftsvariabler. Som framhevet av Adcock & Collier (2001:242), kan vi teste validiteten til våre variabler ved nomologisk validering (lovmessig validering). Hvis man har et etablert funn innenfor litteraturen om at X påvirker Y så kan man teste validiteten til det nye målet ved å se om denne sammenhengen også holder her. Som vist av Korpi & Palme (1998) skal behovsprøve velferdsordninger være forbundet med lavere omfordeling på landnivå. Vi finner i del 2.91 at behovsprøving korrelerer positivt med ulikhet. Vi har derfor nomologisk validert behovsprøvningsmålet vårt. Lignende bekreftende resultater får vi både for arbeidsledighetstrygd og privatisering. Vi vil derfor si at disse målene har høy målevaliditet gitt de begrensinger framhevet over.

Hvis vi beveger oss ned til datanivå og inspiserer de avhengige variablene, må vi huske at vi både bruker en avhengig variabel i nivåer og endring fra år til år. Vi skal her se om data oppfyller kravet til normalfordeling.



Figur 8 Histogram av avhengige variabler

Vi ser av figur 8 at når de avhengige variablene måles i nivåer er normalfordelingsbruddet ganske sterkt. Når vi differensierer variablene (endring) blir normalfordelingsproblemet mindre, men fordelingen med sin høye kurtose ligner mer på en leptokurtisk fordeling snarere enn på en normalfordeling. Dessverre blir ikke nivåvariablene forbedret ved en logaritmisk transformasjon. Siden log

transformasjonen ikke gir oss ønsket resultat, og tolkningen av koeffisientene blir mindre intuitiv velger vi å ikke logtransformere variablene.

3.3 Uavhengige variabler

Vi har gjennomgått hvordan vi skal måle de avhengige variablene. Vi kommer nå til operasjonaliseringen av de uavhengige variablene, samt kontrollvariabler utvalgt fordi de enten skal kontrollere for automatiske endringer i avhengig variabel, eller fordi de er antatt å påvirke de uavhengige variabelen og avhengig variabel. Både for partivariablene og avindustrialiseringsmålet har vi brukt egne innsamlede data (se under).

3.31 Partistyrke

For å fange opp arbeidstagenes styrke på den politiske arena, fokuserer vi på venstrepartienes relative styrke i det politiske mulighetsrommet. Partistyrke operasjonaliseres som venstrepartienes andel av alle ministerposter årlig. Målet kan kritiseres for å ikke å differensiere mellom de ulike ministerpostene som partiene holder. Det er ikke like viktig i velferdsstatssammenheng om venstrepartiene holder ministerposten for justisdepartementet, eller finansdepartementet. Sistnevnte kan være avgjørende i en koalisjonsregjering. Mot et slikt argument kan man innvende at de ulike ministeriene skal føre en politikk som blir utarbeidet av regjeringen som helhet, hvor andel av ministerposter vil reflektere de ulike partienes styrke til å kunne føre gjennom saker innad i regjeringen uavhengig av hvilke spesifikke ministerposter de holder. Det kan framheves at siden ingen før har studert hvordan partiene reagerer på drift, kan vi spørre oss om det faktisk er like riktig å bruke samme partioperasjonalisering som i tidligere studier. Huber & Stephens (2001:55) begrunner sitt variabelvalg ut fra at ministerposter gir direkte adgang til politikken, og siden man var interessert i den direkte effekten av partier på velferdsstatsutvikling falt dette naturlig. Men som framhevet, kan drift gjøres fra bakrommet. Det kan godt være at det er styrke i stortinget, evnen til å blokkere vedtak, og ikke direkte regjeringsinnflytelse som er avgjørende. Hackers (2005) kvalitative studier beskriver hvordan partikampen i de lovgivende forsamlinger fungerte på denne måten. Vi bruker derfor også venstrepartiers andel av seter i den lovgivende nasjonalforsamling uttrykt som andel av totale seter, for å kunne fange opp en slik effekt.

Som framhevet av Allan & Scruggs (2004:507), kan eksklusiv fokus på bare venstrepartier skjule en mulig effekt av høyrepartier i antatt retning. Siden maktressursteoriens prediksjoner om høyrepartier er de motsatte av de for venstrepartier, kompliserer ikke inkluderinger av høyrepartiene analysen på et teoretisk nivå. Samtidig er det statistiske forhold som gjør at vi ikke kan inkludere variablene i en og samme modell. Vi skal også se at høyre- og venstrepartivariablene i vårt utvalg korrelerer over 0.70, noe som betyr at standardfeilene vil feilestimeres hvis de inkluderes i en og samme modell. Variasjonen de har til felles vil også bli ekskludert av analysen (Kennedy 2009). Vi følger derfor Allan & Scruggs (2004) sin tilnærming i å estimere 2 modeller. En med høyre- og en med venstrepartiene. Samtidig utgjør dette en robusthetstest av alle de andre variablene i modellen. Vi vil kunne se om de andre variablene er sensitive for valg av

partivariabel. Får vi samsvarende funn over de to modellene kan vi dermed være sikre på at våre resultater ikke er et resultat av valg av partivariabel.

Til nå har vi diskutert hvordan vi skal operasjonalisere partienes maktgrunnlag, men et like stort problem er hvordan vi kan skille de ulike partifamiliene fra hverandre. Skal vi gjøre dette ved grovkornede høyre/venstre mål, eller med mer differensierte indikatorer? Skal vi bruke ekspertkodinger eller manifestdata (jf. Rudea 2008:365)? Manifestdata har den egenskapen at klassifisering av partier kan endres over tid. Problemet er at maktressursteorien eksplisitt fokuserer på i hvilken grad de aktørene som utvider velferdsstaten også gjør det i en periode med budsjettnøysomhet. Vi må altså operere med et mål som ikke endrer klassifisering av hva som er venstrepartier eller høyrepartier fra 1945 og frem til i dag. Dette gjør at vi bruker ekspertkodinger isteden for partimanifestdata. Siden partiklassifisering har mye å si for om vi vil kunne identifisere partieffekter (Schmidt 1996:162), bruker vi to forskjellige klassifikasjonsskjema. Vi kan skille mellom partiklassifikasjonene i datasettet til Armingeon m.fl (2012) som deler partiene inn i tre grovkornede grupper (v-s-h) basert på Schmidts (1996) klassifiseringer, og Duane Swanks (id.) partidatasett med mer finkornede mål basert på Castle og Mair (1984) sine klassifiseringer. Hovedproblemet med Armingeon m.fl (2010:20) sine klassifikasjoner er at de bruker sentrumskategorien som en samlepakke for flere ulike partifamilier, hvor både agrarpartier, konservative og ikke-konservative kristendemokratiske og katolske partier blir slått sammen til en kategori. Dette kan være problematisk siden disse partiene blir antatt å representere ulike grupper og ha ulike preferanser angående omfordeling (Huber & Stephens 2001). Et problem med Swanks klassifiseringer er at han inkluderer katolske konservative partier blant høyrepartiene. Her har spesielt klassifikasjonen av CDU i Tyskland vært framhevet som problematisk i litteraturen (jf. Schmidt 1986:680; Allan & Scruggs 2004:504). Denne kritikken bygger på at også kristendemokratiske partier var viktige aktører i ekspansjonen av de europeiske velferdsstatene (Van Kersbergen 1995). Dette kan gjøre at gjennomsnittestetimatet til vår partivariabel kan bli dratt i to retninger noe som vil øke standardfeilen til estimatet. Vår løsning er å først estimere modellen med Swanks klassifikasjoner, for så robusthetsteste estimatene med Armingeoens m.fl. (2012) sin partiklassifisering. På den måten er vi sikrere på at våre resultater ikke skyldes valg av partiklassifisering.

Swanks data stopper i 2004, så for å teste våre hypoteser har det vært nødvendig å oppdatere datasettet til 2011. For å gjøre dette har vi bukt Swanks klassifikasjonsskjema og data fra «Political Data Handbook» publisert i *European Journal of Political Research* (ulike år). Dette er samme kilde som Swanks datasett etter 1993 bruker.

3.32 Fagforeningsstyrke

For å måle arbeidstagneres maktressurser på arbeidsmarkedet har fokuset i tidligere studier gjerne vært på fagforeningenes mobiliseringsstyrke. Her blir fagforeningsstyrke målt som prosenten av den sysselsatte

arbeidsstokken som er organisert i en fagforening⁶⁶. Jo høyere del av arbeidsstokken som er organisert, jo større er mobiliseringsgrunnlaget til fagforeningene (Visser 2007:133). Høyere medlemsgrunnlag betyr også ekstra inntekter som sikrer fagforeningenes økonomiske ressurser til å støtte og gjennomføre streiker. Problemet med denne operasjonaliseringen er at vi går glipp av sentraliseringsgraden: koordineringsevnen og det interne autoritetsforholdet mellom fagforeningene (Esping-Andersen 1990:29; Pedersen 1990:25; Visser 2007). To aspekter som vi forventer burde påvirke ikke bare fagforeningenes maktressurser, men også deres preferanser (Stephens 1979; Western 1989; Nijhuis 2009). Som framhevet av Western (1989:204) vil sentraliserte fagforeninger forholde seg til arbeidstagerens interesse som helhet, og ikke bare til grupper av arbeidere. Når en fagforeningsføderasjon forhandler på nasjonalt nivå, blir muligheten for at en gruppe skal få gjennom sine særinteresser mindre. Dette innebærer en mulighet for at svakere stilte arbeidstageres interesser vil kunne komme klarer fram i sentraliserte enn i desentraliserte fagforeninger. Særlig siden demokratiske prosesser i sentraliserte fagforeninger gjør at de svakere stilte arbeidere kan bruke sin numeriske overlegenhet til å stemme gjennom den politikken de foretrekker (Pontusson 2005). Jo sterkere sentraliseringen av fagforeningene ved lønnsforhandlingene er, jo sterkere vil denne effekten være. Sentraliserte fagforeninger blir derfor antatt å ha et sterkere klasseperspektiv og aktivt føre en mer venstreorientert fordelingspolitikk enn desentraliserte fagforeninger (jf. Stephens 1979).

Sentralisering vil også påvirke fagforeningenes evne til å opptre strategisk (Korpi 1983; Iversen 1999:94). Hvis en høy andel av de sysselsatte er organisert, men uten en sentralisert autoritet som kan koordinere krav og lønnsforhandlinger overfor det politiske system, vil andre aktører kunne sette fagforeningene opp mot hverandre. Eller det kan forekomme "fangens dilemma" situasjoner hvor en fagforening kan tjene på å bryte med en vedtatt lønnslinje eller sette fram egne krav om en ny sosialpolitisk linje (Iversen 1999:28; Wright 2000:980). Resultatet vil være at styrken av en stor og organisert medlemsmasse ikke oversettes til faktisk politikk. Mobiliseringsgraden til fagforeningene er derfor betinget av autoritetsrelasjonene og koordineringsevnen til fagforeningene. En sentralisert fagforeningsstruktur gjør at beslutninger blir tatt på et høyere nivå og i noen tilfeller er bindende for fagforeninger på lavere nivåer (Visser 2007:131).

Muligheten for at fagforeninger med ulike typer medlemmer fører sin politikk uten å vurdere konsekvensene for medlemmer i andre fagforeninger i en og samme fagforeningsføderasjon eller andre føderasjoner, blir dermed mindre (Stephens 1979; Golden 1993). Sentraliseringsgraden er den vertikale organiseringen av fagforeninger. Koordinering viser til i hvilken grad man på ulike forhandlingsnivåer synkroniserer beslutninger mellom forskjellige fagforeninger og i hvilken grad man vurderer effekten av ens beslutninger på andre og på økonomien som helhet (ibid.). Dette er den horisontale strukturen til fagforeninger. Som Nijhuis (2009:298) framhever, er det ikke bare *graden* av fagforeningsmobilisering, men også *formen* på mobiliseringens om er avgjørende for fagforeningenes maktressurser – se også Korpi (2001,2006:204).

⁶⁶ For en diskusjon av dette målet i litteraturen se Scruggs (2002)

Ut ifra disse begrunnelsene har Torben Iversen (1999:51-56,2001:61) konstruert en indeks for fagforeningsstyrke. Indeksen er produktet av andelen organiserte av arbeidsstokken og fagforeningenes sentraliseringsgrad i nasjonale lønnsforhandlinger. Vi modifierer denne indeksen ved å erstatte Iversens sentraliseringsmål med Jerle Vissers (2011) tidsvarierende indikator på graden av sentralisering og koordinering av fagforeninger ved lønnsforhandlinger. Eller, om en vil, deres vertikale og horisontale struktur. Målet konstrueres ved å trekke på både fagforeningenes autoritet og konsentrasjon over de ulike nivåene av økonomien hvor det forekommer lønnsforhandlinger (bedrift-sektor-nasjonalt). Ved å bruke dette målet får vi en bedre indikator på sentraliseringen av, og koordineringen mellom fagforeningene, og da også deres evne til å opptre som en enhetlig aktør (Kristal 2010:741; Hicks 2010:14). Dette målet har dermed større validitet enn tidligere sentraliseringsmål som enten bare har studert på hvilket nivå lønnsforhandlingene forekommer, eller bare sett på antallet føderasjoner på de ulike forhandlingsnivåene uten å studere interaksjonen (koordineringen) mellom dem. Ved å ta produktet av sentraliseringsmålet og andelen fagorganisert av arbeidsstokken⁶⁷ får vi et godt mål på graden av fagforeningenes mulighet til å handle enhetlig og til å tvinge gjennom sine preferanser. Alle data er fra Visser (2011) ICTWSS database⁶⁸.

For å illustrere konsekvensen av denne målemetoden kan vi bruke Nederland og Storbritannia i 1979. Sammenligner vi organisasjonstall, har Storbritannia en sterkere fagforening dette året, med rundt 51 % av arbeidsstokken organisert, mens de samme tallene fra Nederland bare er på 37 %. Ser vi på sentraliseringsmålet finner vi at lønnsforhandlingene i Nederland er mer sentralisert og koordinert mellom fagforeningene (0,47) enn i Storbritannia (0,30). Til sammen betyr dette at mens sistnevnte får en endelig skår på 15,66 får Nederland en skår på 17,33 i 1979. Det motsatte resultatet av hva vi hadde fått om vi hadde brukt organisasjonstall alene. Dette illustrerer viktigheten av å se i hvilken grad medlemstallsstyrke sammenfaller med organisasjonsstrukturen til fagforeningene.

Noe sporadisk har studier av velferdsstatsutvikling brukt andel produksjonstimer tapt på grunn av streik til å måle fagforeningenes aktivitetsnivå (Heanly 1970; Hicks & Misra 1993; Tepe & Vanhuyse 2012). Et problem med denne variabelen er at streiker et år kan være et resultat av endring i avhengig variabel året før, og at vi dermed får et tidsspesifikasjonsproblem. På grunn av kutt sist år reagerer fagforeningene neste år med streiker. Korpi og Shalev (1979) sine analyser støtter opp om dette. De viser at streiker forekommer oftere når fagforeningene er svake. Streiker fanger opp fagforeningenes reaksjon på en tidligere tapt maktkamp. Kravet om endogenitet er derfor ikke oppfylt. En annen viktig grunn for ikke å bruke denne variabelen, er muligheten for at det er viktigere for fagforeninger å kunne true med streikevåpenet enn faktisk å bruke det (Korpi 1974:1577; Korpi & Shalev 1979). Målet kan altså indirekte fange opp situasjoner der fagforeningenes maktressurser svekkes, og fagforeningene ikke ser noe annen

⁶⁷ Målet er et netto mål og ekskluderer alle som ikke er aktivt i arbeidsmarkedet. Altså pensjonerte arbeidere, uavhengige arbeidere, studenter og arbeidsledige blir derfor utelatt.

⁶⁸ "Institutional Characteristics of Trade Unions, Wage Setting, State Intervention and Social Pacts in 34 countries between 1960 and 2007"

mulighet enn å bruke streik. Et annet problem er at streikestyrke også er en variabel som «protest teorien» til Piven & Cloward (1971) mener burde forklare velferdsstatsutvikling. Vi velger derfor ikke å bruke streikevariabelen i våre modeller.

Fagforeningsstyrke har i flere tidligere studier vært utelatt på grunn av multikolinaritet (Esping-Andersen 1990; Huber & Stephens (2001)). Viktigheten av å inkludere fagforeninger viser seg spesielt i Jensen (2011B) sine funn at fagforeninger i de fleste tilfeller er negativt forbundet med flere typer velferdstatsmål når venstrepartier er inkludert i samme modell. Dette går helt imot antagelsene til maktressursteorien. Det er igjen viktig å huske at det viktigste skille mellom partiteorien for politisk økonomi, og maktressursteorien ligger i fokuset på fagforeninger. Å ekskludere dette målet er ikke anbefalt hvis en ønsker å helhetlig teste maktressursteoriens antagelser. Hvis vi bare fokuserer på partiene og får bekreftet våre funn, er teorien bare delvis bekreftet. For at vi skal kunne si at teorien også er gjeldende i den postindustrielle periode må vi teste både effekten av fagforeninger og politiske partier (jf. Oneal & Russett 2005). Våre modeller må reflektere dette, og vi estimerer derfor variablene i samme modell. Multikolinaritetet er heller ikke et problem når disse målene ikke er operasjonalisert kumulativt som hos Huber & Stephens (2001). Siden vi også estimerer en modell med høyrepartiene og en med venstrepartiene får vi en robusthetstest på effekten av fagforeninger som er avhengige av at venstrepartier inkluderes i modellen.

3.33 Lønnsvekst

Vårt mål for å fange opp drift er som nevnt lønnen til en gjennomsnittlig produksjonsarbeider (GPA) som definert av OECD (2002) etter skatt. Våre data ikke er hentet fra OECD, men fra Scruggs (2004A), som korrigerer for feilkodinger i OECDs data. OECD har flere steder kodet gjennomsnittslønnen ut ifra bare mannlige arbeidere. Scruggs korrigerer for dette i sin dataserie. Som framhevet over, kalkuleres erstatningsrater ved å se i hvilken grad den årlige summen av trygdeutbetalingene erstatter lønnen som arbeideren ellers ville fått. Hvis lønnsveksten går opp vil dette føre til at sosialutbetalingene blir mindre verdt hvis de ikke justeres etter den reelle lønnsveksten. Siden vi bruker lønn etter skatt vil vi kunne fange opp effekter ved skattesystemet også i dette målet. Vi har standardisert målet til å variere mellom 0-1, og differensierer variabelen. På denne måten studerer vi bare endring i gjennomsnittslønnen fra et år til et annet.

3.34 Konstitusjonelle begrensinger

Konstitusjonelle begrensinger er forekomsten av institusjonelle vetopunkter som innskrenker en regjerings evne til å utøve makt. Det har vært vanlig å bruke indeksen til Huber m.fl. (1993:728) hvor hvert land får en skåre basert på dets verdi på fem indikatorer⁶⁹: 1) føderalisme (ingen, svak, sterk), 2) parlamentarisme (0) vs presidentstyre (1), 3) proporsjonal representasjon (0), modifisert proporsjonalitet (1), majoritetsstyre (2), 4) to-kammersystem i lovgivende forsamling (ingen, svak, sterk), 5) bruk av referendum ved

⁶⁹ Huber & Stephens (2001:54,372) har i senere studier valgt å utelatte proporsjonalitetsgraden.

lovforslag (1). Høyere verdier reflekterer her flere vetopunkter og dermed innskrenket handlefrihet for regjeringen (Huber & Stephens 2001:46,56). Det er noen problemer med dette målet. Plümper & Troeger (2011) viser at flere av komponentene har ulik effekt på velferdsstatsutvikling. Dette gjør at vi også tar i bruk Schmidts (1996) indeks for institusjonelle begrensinger. Lave verdier på indeksen viser til mer handlefrihet for regjeringen. Et lands skåre er resultatet av landets skårer på 1) EU-medlemskap, 2) foderalisme, 3) vanskeligheten for grunnlovsendring, 4) sterkt to-kammersystem, 5) sentralbank autonomi, 6) bruk av referendum. Data på målet er hentet fra Armingeon m.fl (2012). Høyere grad av slike begrensinger på regjeringens handlefrihet burde være forbundet med høyere forekomst av drift, siden regjeringen har mindre muligheter til å oppdatere ordningene. For å sikre at våre resultater ikke er et resultat av valg av vetopunktvariabel kjører vi en analyse med vetopunktvariabelen til Huber m.fl. (1993) hvor vi utelater proporsjonalitetsmålet. Data på vetopunkter er hentet fra Armingeon m.fl (2012). Flere vetopunkter er antatt å være forbundet med en høyere grad av drift.

3.35 Avindustrialisering

Når det kommer til avindustrialisering, så er dette målt som andelen av den totale arbeidsstyrken som ikke er ansatt i jordbruk og industrisektoren, etter Cusack & Iversen (2000). For å komme fram til nivået av avindustrialisering i et land, regner man først ut andelen som jobber i industrien og jordbruket som prosent av den totale arbeidstokken (de mellom 15-65), og trekker fra 100. Til slutt sitter vi igjen med graden av avindustrialiseringen. Hvor høyere verdier antyder et høyere nivå av avindustrialisering. Siden Iversens data for avindustrialisering bare dekker 16 land, og stopper i 1996, har vi kalkulert avindustrialiseringsprosessen ut ifra Iversens skjema fra originalkildene til OECD (2012A,2012B) for New Zealand og Irland, samt oppdatert datasettet til 2010. Siden det ikke var mulig å replisere Cusacks & Iversens data for Australia (verdiene var konsekvent 10 % høyere enn Cusack & Iversens data) fra OECDs egne data virket det naturlig å kode all data for Australia på nytt. Som sagt, er avindustrialisering ment å være en indikator for hvor mange personer som må krysse ferdighetsbarrierene, hvor det blir antatt at skiftet fra jordbruk og industri utgjør de to største gruppene som nettopp møter slike ferdighetsbarrierer (Cusack & Iversen 2000). En kritikk av målet vil dermed være at man burde ha brukt et mer utvidet mål for å fange opp flere slike grupper. Samtidig må industri og jordbruk sies å være to av de viktigste gruppene som nettopp må krysse slike grenser. Målet vil derfor kunne sies å ha høy validitet. Avindustrialisering er forventet å ha en positiv effekt på arbeidsledighetstrygd og behovsprøvde ordninger, mens relasjonen til private ordninger ikke er avklart i litteraturen.

Tabell 5 oppsummerer den generelle antatte sammenhengen mellom våre uavhengige variabler og de ulike avhengige variablene i vår studie. Kolonnen med lønnsvekst henviser til variablenes hypoteser ved drift. Vi har utelatt hypotesene om vetopunkter fordi de bare har relevans ved drift, og ikke ved de andre avhengige variablene.

Tabell 5 Antatt sammenheng mellom de uavhengige variablene på de forskjellige avhengige variablene og ved lønnsvekst

Uavhengig	Sjenerøsitet	Lønnsvekst	Privatisering	Behovsprøving
Venstrepartier	+	+	-	-
Høyrepartier	-	-	+	+
Fagforeninger	+	+	-	-
Avindustrialisering	+	x	?	+

X ikke relevant, ? ukjent. Avhengig variabel ved lønnsvekst hypotesene er arbeidsledighetstrygd.

3.4 Kontrollvariabler

Under skal vi gjennomgå de ulike kontrollvariablene vi har valgt. Fokuset har ligget på å kontrollere for utelatt variabelskjevhet⁷⁰ samtidig som vi har ønsket å unngå problemene med over-spesifisering (King m.fl. 1994:168-183; Achen 2002). Dette er særlig vanskelig i makroanalyser, hvor vi som Western (1996:167) framhever, gjerne opererer med «vage teorier». Teorier som ikke klart spesifiserer hvilke faktorer det skal kontrolleres for. Dette er tilfelle for maktressursteorien (Western 1996:168). Vi trekker derfor på den øvrige velferdsstatslitteraturen for å spesifisere våre kontrollvariabler. Vi prøver ved dette å ikke inkludere variabler som er korrelert med de uavhengige men ikke med den avhengige, og variabler som også blir påvirket av våre uavhengige variabler. I del 3.9 diskuterer vi denne problematikken videre.

3.41 Proporsjonalitet

Valgsystem kan påvirke både sannsynligheten for å få venstrepartier, men også sannsynligheten for å få en sjenerøs velferdsstat. Iversen & Soskice (2006,2009,2010) mener variasjon i velferdsstatssjenerøsitet kan forklares ved å se på variasjonen i valgsystem. De mener det avgjørende skillet går mellom proporsjonale (PR) og majoritetssystemer. Sistnevnte er antatt å ha mindre sjenerøse velferdsstater på grunn av at valgsystemet gjør det vanskelig å få venstrepartier. PR-systemer har den motsatte effekten, og man burde derfor se mer sjenerøse velferdsordninger i land med mer proporsjonale valgsystemer. De forklarer dette ved å henvise til at medianvelgerens preferanser for omfordeling varierer med valgsystemets evne til å betinge venstrepartienes troverdighet for å ikke skatte medianvelgeren. Dette fordi medianvelgerens gevinst av sosiale forsikringsordninger er avhengig av graden av skatt på hennes inntekt. Hvis sjenerøse ordninger betyr høye skatter, vil dette innebære at medianvelgeren vil tape på ordningene. De fattige (lav inntekt) vil dermed tjene på et slikt skattesystem. Medianvelgerens støtte til sosiale ordninger vil derfor være avhengig av i hvilken grad de ser muligheten for et slikt utfall som reelt. For å vise hvordan PR systemer kan unngå slike utfall, framhever de effektene av behovet for koalisjoner. I majoritetssystemer vil det gjerne være to partier, et høyre-sentrumsparti og et venstre-sentrumsparti. Sentrum-høyre partiet vil her stå for lite omfordeling og lav skatt, mens sentrum-venstrepartiet vil stå for mer sjenerøse ordninger, men siden de må vinne medianvelgeren vil de ikke gå inn for radikal beskatning. Samtidig vil ikke medianvelgeren se sentrum-venstrepartiet som troverdig og isteden velge å stemme på

⁷⁰ Utelatt variabel skjevhet er der vi har glemt å kontrollere for en faktor som både påvirker avhengig variabel, men også en av de uavhengige variablene av interesse (King m.fl. 1994:169).

høyre-sentrumspartiet. Hovedsaklig fordi de ikke kan være sikre på at sentrum-venstrepartiet etter valget, ikke blir drevet til venstre av partietsgrunnfjell, og ender opp med å skatte medianvelgeren for å omfordele mer til de fattige. Medianvelgeren vil derfor avstå for å stemme på venstre-sentrumspartier i majoritetssystemer.

I PR systemer vil det derimot sjelden være mulighet for et parti å dominere alene. Partiene vil derfor måtte inngå koalisjoner for å få regjeringsmakt. Iversen & Soskice antar at det eksisterer 3 partier i PR-systemer, et venstre, et sentrum og et høyreparti som reflekterer hvert sitt sosioøkonomiske strata. Her vil sentrumspartiene kunne inngå allianser med venstrepartiene om å etablere sosiale ordninger forankret i å skatte de rike (Iversen 2005:123). Medianvelgeren vil derfor i PR systemer se seg tjent på omfordeling, mens hun i MA systemer vil kunne tape på en slik omfordeling. Proporsjonale institusjoner blir dermed forstått som institusjoner som åpner opp for at venstrepartier kan inngå troverdige avtaler med sentrumspartiene, uten at dette vil gjøre medianvelgeren redd for at ekstreme grupper innenfor venstrepartiet vil dra politikken til venstre, og innføre et skatteregime som går imot deres interesser. Majoritetssystemer har ingen slik troverdighetsmekanisme, og vi vil derfor se mindre omfordeling. Ved å kontrollere for et proporsjonalt partisystem burde effekten av partieffektene ikke lenger være signifikant (Iversen & Soskice 2009). Dette burde gjelde både for sjenerøsiteten og den institusjonelle utformingen av velferdsstaten.

Andre forklaringer på proporsjonale valgsystemers effekt på velferdsstaten er Persson & Tabellini (2000) og Persson, Tabellini og Roland (2007). I den originale forklaringen var det forekomsten av enkeltmannskretser som gjorde at politikerne ville ha insentiv til å fokusere de sosiale ordningene geografisk istedenfor å ha fokus på hele elektoratet som under PR-systemer (Persson & Tabellini 1999:703). Med andre ord burde man se mer (mindre) behovsprøvde ordninger i majoritetssystemer (proporsjonalesystemer). Nødvendigvis, siden andelen av velgerne som er nødvendig for å vinne er høyere i PR-systemer enn i majoritetssystemer (Persson & Tabellini 2004:25). Motivasjonen hos politikerne for å spre velferdsgodene vil dermed være større i PR enn i majoritetssystemer. I den senere versjonen mente man at det istedenfor var PR-systemenes tendens til koalisjonsregjeringer som gjorde at man fikk høyere utgiftsnivåer enn i majoritetssystemer. Dette fordi man innad i koalisjonsregjeringer ville være nødt til å overby hverandre for å vise sitt velgergrunnlag at regjeringssamarbeidet var ønskelig. Mens den første tesen til Persson & Tabellini (2000) er en antagelse om forskjeller i typen velferdsstatsmodeller er sistnevnte en teori for å forklare sjenerøsiteten eller størrelsen på velferdsstaten. Vi ser derfor at proporsjonalitet både burde påvirke sjenerøsiteten til ordningene, men også den institusjonelle utformingen av velferdsstaten.

For å fange graden av proporsjonalitet til et partisystem følger vi Lupu & Pountusson (2011) og Hicks (2010) i å bruke Gallaghers (1991) indeks på graden av disproporsjonalitet mellom de respektive partiers andel av stemmene og deres uttelling i seter i lovgivende forsamling. Vi følger førstnevnte i å standardisere målet til å variere mellom 0-1, og snur opp ned på indekset *slik at høye verdier referer til et mer proporsjonalt*

system. Altså, høyere verdier betyr større samsvar mellom et partis stemmer og antall seter i parlamentet. Det positive med denne operasjonaliseringen er at den unngår problemene med et tidsinvariant mål som den tradisjonelt brukte dikotome løsningen på feltet har (Jf. Iversen 2005). Data er fra Armingeon m.fl (2010). Vi antar at økt grad av proporsjonalitet vil korrelere positivt med arbeidsledighetssjenerøsitet og negativt med private og behovsprøvde utgifter.

3.42 Valgdeltagelse

En faktor vi må vurdere, er om PR-effekten ikke skyldes troverdighetsmekanismen spesifisert av Soskice & Iversen, men at den isteden skyldes høyere valgdeltagelse i PR-systemer enn i majoritetssystemer. Siden det blir antatt at høyere valgdeltagelse betyr at de med lavere sosioøkonomisk status deltar ved valg, burde dette drive politikken mot mer omfordeling (jf. Mahler 2008; Pontusson & Rueda 2010:681; Lupu & Pountusson 2011:323). En høyere valgdeltagelse i PR systemer vil derfor forklare deres høyere grad av omfordeling, noe tidligere studier har funnet indikasjon på, mens man er fortsatt usikre på mikrofundamentet som gjør at proporsjonale valgsystem øker valgdeltagelsen (Blais 2006). Vi må også kontrollere for at det ikke er en økning av valgdeltagelsen som ligger bak en mulig venstrepartieffekt, ved at økt valgdeltagelse betyr at de fattige i økt grad stemmer på partier de tror vil være for omfordeling (Mahler 2008). Denne antagelsen om valgdeltagelsens effekt har blitt kritisert av Moene & Wallerstein (2003) som finner en negativ effekt av valgdeltagelse på sosiale utgifter, noe de forklarer med at de som gjerne stemmer ved økt valgdeltagelse ikke er de svakere sosioøkonomiske grupper. De framhever at elektoratet gjerne er rikere og eldre enn populasjonen som helhet, noe som innebærer at økt valgdeltagelse vil dette ikke føre til økte krav om omfordeling (Moene & Wallerstein 2003:503). Uansett, det virker uunngåelig at man må kontrollere for valgdeltagelse gitt antagelsen om en effekt både på proporsjonalitetsvariabelen og partivariablene. Vi inkluderer derfor et mål på valgdeltagelsen ved siste nasjonalvalg for å kontrollere for en mulig slik effekt. Data er hentet fra Armingeon m.fl (2012).

3.43 Handelsåpenhet

Økonomisk globalisering er, som framhevet av Busemeyer (2009), antatt å være forbundet med velferdsstatsutvikling på to måter. Enten ved at økt integrasjon i handelsmarkedene gjør et land mer utsatt for økonomiske svingninger, noe som igjen øker usikkerheten til arbeiderne hvorpå staten trer inn med sosialforsikring for å kompensere eller beskytte mot usikkerheten, noe som gjerne beskrives som kompenseringstesens. Den alternative tesen hevder at økonomisk globalisering isteden er en viktig faktor i å lede til enten kutt eller konvergens i velferdsordninger. Her blir økonomisk globalisering forstått som en prosess hvorpå bedrifter, for å være konkurransedyktige, enten krever lavere skatt på sine inntekter eller produksjon. Dette svekker igjen statens evne til å kunne levere sosiale ordninger noe som betyr at disse må kuttes. Siden et kutt hos et land gjør at andre land også må kutte sine ordninger for å ikke bli mindre konkurransedyktige (og ikke sitte med svarteper) vil man kunne få et «rush to the bottom». Altså, at ordningene konvergerer på et lavt nivå. Ifølge denne tesen burde økt handelsåpenhet lede til en mindre sjenerøs velferdsstat. En versjon av kompenseringstesens (Cameron 1978; Garret & Lange 1991; Garret

1998) antar at det er spesielt venstrepartier som er følsomme for effekten av handelsåpenhet for arbeidsmarkedet og at det er grunnen til at de velger å ekspandere velferdsordninger. Det blir også antatt at handelsåpenhet påvirker sentraliseringsgraden av fagforeningene på grunn av behovet for sentraliserte lønnsforhandlinger for å sikre konkurransedyktighet. For å kontrollere for en slik effekt må vi inkludere handelsåpenhet i våre modeller.

Handelsåpenhet er målt som eksport og importsandel av totalt bruttonasjonalprodukt. Dette er det tradisjonelt mest brukte målet for å operasjonalisere effekten av økonomisk integrasjon av et land i verdensøkonomien (jf. Huber & Stephens 2001). Samtidig er det klart at dette målet bare fanger opp en brøkdel av det som gjerne blir forstått å kjennetegne globalisering når fenomenet også blir forstått som forhold utenfor det økonomiske. Det er også problemer hvis vi bare forholder oss til en økonomisk forståelse av globalisering. For det første kunne vi spørre oss om ikke bruken av finansielle transaksjoner som andel av BNP ikke burde inkluderes i modellen. Noen ville argumentert for at vi kunne løst disse problemene ved å inkludere et globaliseringsindeks. Som for eksempel KOF indeksen utviklet av Axel Dreher (2006). Når vi ikke har brukt en slikt indeks er dette fordi vi - som vist av Brady m.fl. (2008) og OECD (2011) – vet at de ulike formene for globalisering ser ut til å ha forskjellige effekter på velferdsstatsutvikling. Et annet problem er kausalmekanismene til de ulike delkomponentene i indekset. Det er usikkert hvordan for eksempel et av KOF-indekset komponenter «antall IKEA butikker per capita» kan lede til økt økonomisk usikkerhet. Siden de antatte mekanismene ved økonomisk åpenhet er klarere og mer presise, velger vi derfor til å fokusere på denne komponenten. Vårt valg støttes av Busemeyer (2009:462) som finner at handelsåpenhet ser ut til å være den kraftigste variabelen av de forskjellige globaliseringsmålene på sosiale utgifter. Data på målet er hentet fra Armingeon m.fl (2012). Siden teorien ikke gir noen klare indikasjoner på antatt sammenheng er vi agnostisk til vår antagelse om retning på effekten.

3.44 Arbeidsløshet

Arbeidsledighet i flere tidligere studier har vært koblet til velferdsstatsnedbygging og utgjør en viktig del av den endrede tilværelse som møtte politikerne ved inngangen til nøysomhetens periode (Huber & Stephens 2001). Denne effekten kan virke gjennom at økt arbeidsledighet driver opp sosialbudsjettene eller at økt arbeidsledighet gjør at velferdsstaten blir diskreditert. Vi antar at økt forekomst av arbeidsledighet vil være negativt korrelert med velferdsstatsjenerøsitet. Arbeidsledighet kan også påvirke sannsynligheten for å få venstre regjeringer eller høyre regjeringer ved at ulike grupperinger i samfunnet reagerer ulikt på arbeidsløshet. Vi har dermed mulighet for utelatt-variabel-skjevhet hvis vi ikke kontrollerer for arbeidsløshet. Vi operasjonaliserer arbeidsløshet som prosent av arbeidsstokken uten arbeid som definert av OECD. Data på målet er hentet fra Armingeon m.fl. (2012). Et problem med dette målet er at det ikke skiller mellom langvarig og kortvarig arbeidsløshet. Det kontrollerer heller ikke for sesong-avhengige faktorer på arbeidsløshet. Dette svekker målets validitet. OECD rapporterer ikke standardiserte

arbeidsløshetsdata før på 1980-tallet, så vi kan derfor ikke bruke dette målet før i våre behovsprøvningsmodeller.

3.45 Økonomisk vekst

Økonomisk vekst målt i prosentvis endring i BNP, inkluderes for å kontrollere for en mulig funksjonell effekt hvor økt økonomisk ekspansjon gjør mulig økt overføringer til velferd (Wilensky 1975:86). Det empiriske grunnlaget for denne påstanden mellom OECD-land har vist seg å være overraskende liten. Noe av dette kan forklares av at de fleste kvantitative studiene av velferdsstat nettopp har brukt sosiale utgifter i andel av BNP. Noe som gjør at en økning i BNP automatisk oversettes til en svekkelse av andel sosiale utgifter, noe som raskt glemmes av overivrige samfunnsvitere (se eks Amable m.fl. 2006:439). Ved bruk av sosiale rettigheter kan vi nettopp teste de funksjonalistiske teoriene om velferdstatsekspansjon. Økonomisk vekst kan også påvirke graden av fagforeningsorganisering (Western 1993). Vi må også inkludere dette målet for å kontrollere for en mulig automatisk effekt på både privatisering av risiko og behovsprøvningsmålene. Som sagt vil vekst i BNP simpelthen ha en kontrollfunksjon for sosiale utgiftsmål. Data for målet er hentet fra Armingeon m.fl. (2012).

3.46 65+

Det har vært vanlig å kontrollere for den økende aldringen av befolkningen i velferdsstatlitteraturen. Dette er fordi de to største postene på sosialbudsjettene nettopp utgjør pensjon og helseutgifter som vil drives opp når befolkningen eldes. Vi gjør dette ved å bruke data på prosent av befolkningen over 65. Data på målet er hentet fra Armingeon m.fl (2012).

Tabell 6 oppsummerer de sentrale uavhengige og kontrollvariablene. Vi skal nå gjennomgå det statistiske designet som er valgt for å teste våre hypoteser. Først gjennomgår vi ulike løsninger for problemer forbundet med bruk av paneldata, og relaterer løsningene til hvordan de påvirker vår evne til å trekke slutninger om våre hypoteser. Diskusjonen leder til valget av to ulike statistiske modeller.

Tabell 6 Deskriptiv statistikk uavhengige variabler

	N	Gjennomsnitt	Standardavvik	Min	maks
Venstre	717	33.43096	38.06804	0	100
Høyre	717	40.55788	40.67226	0	100
Fagforeninger	708	18.64478	13.57077	1.578169	60.38139
Lønnsvekst Δ	564	.0019158	.0087181	-.0075941	.0976868
Avindustrialisering	713	75.9538	5.693867	57.18	87.36441
Valgdeltagelse	702	76.59313	14.28203	35	95.8
Proporsjonalitet	702	.7745651	.2257362	0	1
Handelsåpenhet	702	66.06412	32.65125	11.25281	184.3079
Økonomisk vekst Δ	680	2.725294	2.137279	-7.3	11.5
Arbeidsledighet	702	6.122834	3.392145	.0024721	17.14719
65+	697	13.77383	2.604177	7.164759	22.74724
Vetopunkter	702	2.492877	1.497246	0	5
Struktur	702	2.116809	2.054334	0	7

3.5 Paneldata – hvordan løse en gordisk knute?

Det kommer klart frem at vi her operer med landår som enheter i våre data, gjerne beskrevet som paneldata. Plümper m.fl. (2005:329) framhever at det er spesielt to grunner til å bruke paneldata. For det første er det en måte å løse problemet som Lijphart (1971) identifiserte som gjennomgående i komparative studier: At vi har for mange variabler og for få observasjoner, noe som resulterer i for få frihetsgrader til å fullt ut kunne spesifisere våre modeller. Derfor må vi øke antall observasjoner. En løsning kan da være å utvide teoriens gyldighetsområde, ved å si at vi også ønsker å se på teoriens evne til å forklare kasus den ikke ble direkte utviklet for å forklare. For eksempel kunne vi inkludert latinske og østeuropeiske land (post1990), noe som ville økt datagrunnlaget betraktelig. En annen løsning er å studere fenomenet over tid (Esping-Andersen & Przeworski 2001). Ved å studere et fenomen over tid framhever Plümper m.fl. (2005:329) at dette tillater oss å kontrollere for eksogene sjokk som påvirker alle landene likt (periodespesifikke variabler), og kontrollere for utelatt variabler (landsespesifikke variabler) som ikke varierer over tid. Dette blir gjerne referert til som faste effekter (FE).

En annen gevinst ved å studere et fenomen over tid er muligheten for å modellere hvordan en antar kausaleffekten går fra de uavhengige på den avhengige variabelen. Dette blir mulig, enten ved lagging av de uavhengige variablene, eller ved inkludering av en lagget avhengig variabel på høyre side i regresjonsligningen (Beck og Katz 1996; Keele & Kelly 2006:188). Å gjøre slikt er essensielt i velferdsstatsstudier. I litteraturen ser man et tydelig konsensus om at påvirkningen av variabler, som konsekvensene av å introdusere et nytt pensjonssystem, ikke vil ta effekt på pensjonistene før flere år senere (Pierson 2004:134-139; Scruggs 2007:135). Det er derfor sterke grunner for å bruke paneldata. Hovedsaklig fordi man får mulighet til å modellere tidsaspektet i velferdsstatsutvikling. En innvending mot paneldata, som framhevet av Shalev (2007), er at forskere som bare er interessert i å forklare tversnittsvariasjon (variasjon mellom land) får en ubegrunnet økning av N ved bruk av paneldata. Siden vi nettopp er interessert i å forklare velferdsstatsutvikling etter 1970 treffer denne kritikken ikke vår studie (Kenworthy 2007:346-348). Valget av paneldata er dermed legitimt, om ikke nødvendig, for å kunne belyse forskningsspørsmålet.

Paneldata introduserer også et sett med nye problemer ved OLS-estimering - en reaksjon på at den typen paneldata som gjerne brukes i statsvitenskap ikke er uavhengig av hverandre (Wilson & Butler 2007). Velferdsstatsjenerøsitet ett år er gjerne forbundet med sjenerøsitet neste år. Dette følger naturlig av antagelsen om at velferdsstatsinstitusjoner ikke endrer seg drastisk fra år til år. Alternativt kan de bestå flere år uten endring for så gjennomgå radikale brudd (Pierson 2004). Det samme gjelder også for sosiale utgifter, hvor budsjettene som legger grunnlaget for utgiftsnivået blir formulert ut ifra fjorårets budsjett. Det gjennomgående problemet for våre avhengige variabler er derfor at observasjonene ikke er uavhengig av hverandre og at de, ivertfall i perioder, kan være svært stabile. I slike tilfeller er det vanlig å få autokorrelasjon i residualen. Dette gjør at standardfeilen estimeres som lavere enn den faktisk er.

Plümper m.fl. (2005:329) identifiserer flere problemer som oppstår ved brudd på kravet om uavhengighet i paneldata. Allerede framhevet er autokorrelasjon, eller at det er korrelasjon i residualene.

Panelheteroskedastisitet forekommer når variasjonen til residualene er betinget av landenehetene. Altså at variasjonen rundt regresjonslinjen varierer fra land til land. Landene er da forskjellige på måter som ikke fanges opp i analysen (Wilson & Butler 2007:104). Videre har vi simultankorrelasjon av residualene når landene er korrelert med hverandre over tid grunnet forekomsten av felles eksogene sjokk (Beck & Katz 1994). Vi kan også få forekomst av både autokorrelasjon og heteroskedastisitet samtidig i feilbilledet. Med andre ord; residualene er korrelert over tid og avhengig av enhetene i utvalget. Et siste problem er stasjonaritetskravet. Dette kan raskt oppsummeres som at fremtiden skal være lik fortiden. Dette betyr at sannsynlighetsfordelingen ikke skal endres over tid (Stock & Watson 2008:578). Ikke-stasjonaritet kan forekomme på to måter. Enten ved at det er en trend i data (deterministisk eller stokastisk), eller at variablene blir utsatt for et sjokk som gjør at variabelen endrer effekt over tid. Som vist av Stock & Watson (1988) kan forekomsten av to ikke-stasjonære variabler gjøre at vi feilestimerer relasjonen mellom variablene. Stasjonaritet kan også i seg selv lede til feilestimering av standardfeilene. På mange måter er ikke-stasjonaritet en undergruppe av andre problemer ved paneldata, men siden stasjonaritetsproblemet har fått sine helt egne foreslåtte løsninger, og siden disse har egne substansielle implikasjoner, vurderer vi stasjonaritetskravet separat.

Tabell 7 Paneldataproblemer og foreslåtte løsninger

Problem	Mulig løsning	Kilde
Heteroskedastisitet og samtidig korrelasjon	Panelkorrigerede standardfeil	Beck & Katz (1995)
Autokorrelasjon	Lagget avhengig variabel eller AR1-korreksjon	Beck og Katz (1996)
Enhet og periode effekter	Faste effektors modell for tidsperiode og land	
Ikke-Stasjonaritet	Differensiere variabelen	Stock & Watson (1988)

Tabell 7 gir en oppsummering av de ulike problemene og de vanlige statistiske løsningene ofte brukt i velferdsstatistikk. De forskjellige løsningene har igjen substansielle implikasjoner som påvirker vår evne til å studere det vi ønsker å studere (Plümper m.fl 2005). Det er derfor viktig å avgjøre implikasjonen av disse løsningene for vår evne til å kunne besvare våre hypoteser. Vi skal nå gjennomgå disse løsningene og til slutt velge to ulike modeller for å teste våre hypoteser.

Når det kommer til panelkorrigerede standardfeil ved panel-heteroskedastisitet og simultankorrelasjon har denne løsningen ingen substansielle implikasjoner (Wilson & Butler 2007:104). Dog, som vist av Moene & Wallerstein (2003:502), vil standardfeilen estimeres feil når utvalget er lite. Denne løsningen krever også at

vi har balanserte paneler. Vi ekskluderer observasjoner ut ifra den parrvise løsningen i STATA (ver. 11) ved bruk av XTPCSE modulen der.

3.51 Differensiering: Nivå eller endring?

Vi har to ulike måter å måle velferdsstat på; enten som *nivå* i avhengig variabel hvor vi ønsker både å forklare hvorfor land har et bestemt nivå på avhengig variabel samtidig som vi ønsker å forklare endringen i dette nivået over tid. Dette i motsetning til der vi simpelthen ønsker å studere *endringen* i avhengig variabel over tid. Dette siste gjøres ved å differensiere avhengig variabel med hensyn på tid⁷¹. Dette har en ekstra bonus siden differensiering av en variabel gjerne løser problemene med ikke-stasjonaritet (Podesta 2006). Det er da viktig å framheve at differensiering har substansielle implikasjoner som er svært avgjørende for hva vi faktisk forklarer i modellene våre (Podesta 2006:542; Plumper m.fl. 2005). Med en differensiert avhengig variabel (første-forskjells-modell) kan ikke si noe om langvarige effekter, siden vi bare studerer om endring i avhengig variabel fra år til år samsvarer med endring i våre uavhengige variabler (Kittel & Obinger 2003; Iversen 2005:200; Podesta 2006:542). Vi kan heller ikke si noe om hva som forklarer at noen land ved første måletidspunkt er mer sjenerøse enn andre land. Huber & Stephens (2001:57-60) framhever ytterligere problemer med slik fokus på årlige endringer ved bruk av utgiftsdata. De mener en slik operasjonalisering på endring fra år til år ikke vil gjenspeile annet enn kortvarige økonomiske sykluser, feilkoding og programmodning (se også Sigel 2007). Hvis vi godtar tradisjonen på feltet (eks. Esping-Andersen 1990:29; Soskice & Iversen 2009) og ser velferdsstatsutvikling som en langvarig prosess, vil et slikt fokus på kortsiktig endring ikke gjøre annet enn å forkludre bildet.

Dette viser at løsninger som differensiering for stasjonaritetsproblemer i en variabel kan påvirke vår evne til å studere hva som er av substansiell interesse, og vår evne til å teste en teori på dens premisser. Vi skal se at bruken av faste effekter kan ha lignende konsekvenser.

3.52 Faste effekter: Når kuren dreper pasienten⁷²

Som sett over kan både en "faste effekter modell" kontrollere for periodespesifikke sjokk som treffer alle enhetene likt, og kontrollere for unike ikke-varierende egenskaper ved landene og deres mulige effekt på regresjonsestimatet (Green m.fl. 2001). De kan dermed kontrollere for utelatt variabelskjevhet både i tid og i rom (Stock & Watson 2008). Dette gjøres ved å inkludere ett sett med dummyvariabler for hvert land⁷³. Vi lar da hvert land få sitt eget konstantledd, i motsetning til å estimere et gjennomsnittlig konstantledd. Det samme kan gjøres for å kontrollere for periodespesifikke effekter. Her inkluderes en dummyvariabel for hver periode. Disse dummy-variabelene vil da fange opp det unike ved denne perioden

⁷¹ Bruken av faste effekter vil ha samme substansielle implikasjon.

⁷² Jeg drøfter ikke muligheten for randomiserte (RE) modeller som i motsetning til faste effekter ikke tvinger hvert land til å ha sitt eget konstantledd. I stedet behandler RE-modellen konstantleddet som tilfeldig varierende mellom landene. For at en slik modell skal kunne passe data må vi anta at landene (nivå 2 enheter i RE stammelingo) er trukket tilfeldig ut av universet av alle land. Siden vårt utvalg av land nettopp ikke passerer en slik test kan ikke den randomiserte flernivåmodellen regnes som passende. Se også Pontusson & Rueda (2010:691).

⁷³ For å unngå å få perfekt multikolaritet ekskluderes en dummy-variabel slik at man får N-1 dummyvariabler i den endelige modellen.

som påvirker alle landene likt. Faste effekter utgjør derfor en vanlig og enkel løsning for land og tidsheterogenitet i paneldata (Wilson & Butler 2007:105). Diskusjonen som følger vil fokusere på faste effekter for landheterogenitet.

"Faste effekter modellen" tar altså utgangspunkt i at vi har varians over tid i data for å kontrollere for utelatte stabile forhold som er unike ved hvert land. Dette ville vi ikke kunne gjort i analyser basert på rene tverrsnittsdata. Det virker som vi derfor kan være mer sikre på at våre estimater ikke skyldes tilfeldigheter ved landene som vi ikke har kontrollert for. Dessverre kan kostnaden ved en slik sikkerhet komme med substansielle implikasjoner som gjør løftet om kontroll for landspesifikke effekter problematisk. Som vist av Plumper m.fl. (2005:331) fanger faste effekter også opp nivåeffekten til de *nesten* tidsinvariante uavhengige variablene, og vi siter derfor igjen med variabelens variasjon over tid rundt variabelens nivå⁷⁴. Bruken av faste effekter gjør altså at vi mister muligheten til å forklare forskjeller mellom land (deres nivåforskjeller), og isteden bare bruker variablenes variasjon over tid. Dette betyr at effektene av våre uavhengige variabler ikke vil bli like effektivt estimert (ibid). I en fast effekt modell er det ingen forskjell på om venstrepartistyrken i USA er 0 istedenfor 100, siden det uansett er differansen fra denne verdien i de neste tidsperiodene som kommer med i analysen. Dette betyr at en endring fra 100 til 80 er det samme som en endring 20 til 0. Andre problemer er at de fanger opp variasjonen til variabler som ikke varierer over tid (tidsinvariante variabler) (Plumper m.fl. 2005:330), og de nesten tidsinvariante variablene kan få høye standardfeil grunnet korrelasjon med de faste effektene (Beck 2001). Dette gjør at faste effekter ikke bare må forstås som en kontroll for umodulerte faktorer ved landenhetene, men også variasjonen til de tidsinvariante variablene, og deler av de nesten tidsinvariante variablene.

En annen egenskap ved bruken av faste effekter er deres evne til å fange opp variasjon i avhengig variabel fra før første måletidspunkt (Plumper m.fl. 2005:332). Altså forskjellen mellom landenes nivå på avhengig variabel. Dette er det samme som skjer ved differensiering av avhengig variabel. I analyser uten faste effekter vil denne variasjonen i velferdsstatssjenerøsitet bli forklart med variasjonen i gjennomsnittet til de uavhengige variablene i perioden man faktisk har data for. Man sier for eksempel at venstrestyrke ved 1960 forklarer velferdsstatssjenerøsitet før 1960 (ibid.). Det følger derfor naturlig at mange har vært skeptiske til studier som inkluderer denne variasjonen. Siden hva som skjer *etter* første måletidspunkt gjerne kan være helt forskjellig fra hva som skjedde *før* første måletidspunkt. Samtidig vil maktressursteorien si at variasjon i maktressursstyrken mellom land burde tilsvare forskjellen i startpunktene i avhengig variabel mellom disse landene. Ekskluderingen av nivåeffekter i de uavhengige variablene er derfor problematisk fordi maktressursteorien mener at forskjeller i nivået "venstrepartistyrke" burde vært avgjørende for å forklare variasjon før første måletidspunkt. Substansielt betyr dette at det ikke er ubetydelig at Sverige har et høyere gjennomsnitt i venstrepartistyrke enn USA. Mange har derfor fulgt Plumper m.fl. (2005:334) i at «hvis teorien sier noe om nivåeffekter [av uavhengige

⁷⁴ Mer statistisk korrekt er det å si at faste effekter fanger opp «the deviation of the variables mean of one unit from the variables mean of the base unit» (Plumper m.fl. 2005:331).

variabler] på nivåer eller endring [i avhengig variabel] er ikke faste effekter modellen å bruke». Samtidig er det viktig å huske at eksklusjon av fasteffekter gjør oss sårbare for parameterheterogenitet. Det kan være at effekten av venstrepartier nettopp var forskjellig før vår første måleperiode. Dette, med at vi i vår studie er mest interessert i variasjon etter 1970-tallet, gjør at vi velger å inkludere faste effekter i våre modeller. Selv om vi er bevist at dette ekskluderer nivåeffektene i våre uavhengige variabler.

3.53 Lagget avhengig variabel:

En måte å redusere autokorrelasjon på er ved å inkludere en lagget avhengig variabel på høyre side av regresjonslinjen. Vi vil dermed få korrekt estimerte standardfeil (Beck & Katz 1996). Huber & Stephens (2001:59-60,67) er kritiske til bruken av en lagget avhengig variabel, som de ser som en proxy for stiavhengighet. De er enige med Beck og Katz (1996) i at denne ville ha redusert autokorrelasjonsproblemet, men siden den i deres regresjonsmodeller forklarer en uforholdsmessig stor grad av variasjonen, mener de at den fanger opp urettmessig mye av variasjonen i den avhengige variabelen. De velger derfor å utelatte den laggede avhengige variabelen i sine foretrukne modeller. Maddala (1998:60-63) sammen med Wilson & Butler (2007:107) framhever at inkludering av en lagget avhengig variabel som ikke eliminerer autokorrelasjonen faktisk vil lede til feilaktig estimerte koeffisienter – ikke bare feilaktige standardfeil. Dette betyr at kuren derfor vil kunne ha verre effekter enn selve sykdommen den er ment å kurere, siden autokorrelasjon i seg selv bare påvirker standardfeilen (Skog 2004). Det er derfor problematisk at de fleste studiene som inkluderer en lagget avhengig variabel ikke rapporterer om autokorrelasjonen faktisk ble eliminert (se for eksempel Allan & Scruggs 2004).

Plümper m.fl. (2005:342) har også vist at en lagget avhengig variabel fanger opp det meste av tidsvariasjonen (eller trenden) til den avhengige variabelen. Spesielt når den brukes sammen med faste effekter. De viser også at gitt at det eksisterer en utelatt uavhengig variabel som har en varig effekt på den avhengige variabelen, så vil koeffisienten for den laggede avhengige variabelen være feilaktig høyt estimert (ibid:339). De foreslår at forskere isteden bruker en førsteordens autoregressiv modell (AR[1] Prais Weinstein transformasjon) som eliminerer autokorrelasjon ved å lagge residualen i modellen som estimeres. Denne løsningen er optimal i det at den både reduserer autokorrelasjon, og fanger opp minimalt av tidstrenden i den avhengige variabelen. Men kan sies å tilsvare en statistisk måte å tilnærme seg autokorrelasjonsproblemet på (Beck & Katz 2011). I stedet for å anta at avhengigheten til observasjonene over tid sier noe substansielt om prosessen vi studerer, velger vi heller å kontrollere bort avhengigheten. Avhengigheten blir dermed behandlet som om den var «støy». Vi skal framheve en alternativ forståelse av hvordan en lagget avhengig variabel ved forekomst av autokorrelasjon kan brukes senere. Som framhevet over er det da viktig at vi tester for autokorrelasjon.

3 55 Lagg-struktur og parameterheterogenitet

Som framhevet av Plümper m.fl. (2005) er spesifiseringen av laggstrukturen i ens modeller avgjørende for å kunne fange opp kausaleffekter. Muligheten for lagging, eller å spesifisere hvor lang tid det tar før en endring i en uavhengig variabel forplanter seg videre til den avhengige variabelen, lar oss bringe vår

antagelser om kausalitet tettere inn i modellene. Vår antagelse om et kausalitetsforhold blir styrket hvis endring i en variabel i løpet av et år samsvarer med en endring i avhengig variabel neste år (Gerring 2005:171). Kausalitet innebærer nettopp en forståelse av at X forårsaker Y ved at X kommer før Y i tid. Uten slik lagging av variablene studerer vi om en økning i X forekommer samtidig med en økning Y samme år. Lagging er derfor en enkel måte å styrke antagelsene om kausalitet. Samtidig åpner dette opp for spesifikasjonsproblemer når vi skal sette lagg-strukturen. Her er det to tilnæringsmåter: den første fokuserer på å spesifisere riktig laggstruktur universelt for alle landene. Den andre innebærer å spesifisere en laggstruktur som er unik for hvert land. Altså, å velge en laggstruktur som tar inn over seg effekten av at partier er avhengige av den konteksten de er forankret i. Det kan gjerne være slik at når det at partier har effekt på velferdsordninger varierer mellom land, speiles dette i en unik laggstruktur, noe en generell laggstruktur for alle land ikke kan fange opp.

For å finne den korrekte laggstrukturen for hvert land konstrueres et kryss-korrelasjonsdiagram for våre partivariabler og hver av de avhengige variablene. Dette gjøres for hvert land. Disse diagrammene viser oss ved hvilke lagg på den uavhengige variabelen korrelasjonen er sterkest på den avhengige variabelen. Dette er standard prosedyre for tidsserieanalyse når man skal spesifisere laggstruktur (Hamilton 2008), men har vært fraværende i paneldatastudier av velferdsstatsutvikling (Hicks & Swank 1992). Etter dette er gjort, lagges man så partivariabelene ulikt for hvert land. Dette gjøres for hver av partivariablene for de ulike avhengige variablene. I prosessen ved å sette laggstrukturen har vi ikke gått over 4 lagg som er den vanlige lengden på en regjeringperiode.

Marius Busemeyer (2008:33) fraråder bruken av en slik heterogen laggstruktur. Han mener at implementeringen ville innebære en stor grad av vilkårlighet i hvordan optimaliseringen foregår, fordi han mener det ikke finnes noe etablert mål for å velge riktig laggstruktur. Forsøk på å optimalisere laggstrukturen vil dermed kunne lede til beskyldninger om at en har "rigget spillet" (Hicks & Swank 1992). Spørsmålet blir da selvfølgelig i hvilken grad man isteden burde bruke en uniform laggstruktur for alle land, å argumentere for at problemet med partiers evne til å gjennomføre politikk varierer fra land til land er et lite vesentlig problem. Hvis dette virker rimelig kan man neglisjere problemet. Dette virker ikke som et holdbart standpunkt, all den tid argumentene for ulike partimuligheter mellom land er en realitet (jf. Plumper m.fl. 2005). Vi har også sett at maktressursteorien antar at partier vil prøve å forme det politiske system til sin fordel (Korpi 2001). Både en regjering reform- og implementeringsevne varierer over tid og mellom land (Schmidt 1995). Det er heller ikke slik at alle partier har samme mulighet til å gjennomføre sin politikk. Det er forskjell mellom i implementering- og reformevne mellom et parti som har sittet lenge i regjering, og et parti som opplever sitt første år i regjering. Det er dette som ligger under når vi har valgt å ha unik laggstruktur for de ulike partivariablene. Det er også slik at implementeringsevne varierer med ulike saks- og forvaltningsområder, noe som ligger under at en bruker en unik laggstruktur for partivariablene. Å endre erstatningsraten for arbeidsledighetstrygden er noe annet enn å åpne opp for økt bruk av private utgifter på sosiale ordninger.

Samtidig, innvendingen om «data-mining» er reell, og vi burde vise at våre resultater kan repliseres med en uniform laggstruktur. Vi estimerer derfor en modell med en uniform laggstruktur (modell 2) og en med optimalisert laggstruktur (modell 1).

Som framhevet av flere statistiske og anvendte forskere (for eksempel Maddala 1998; Plumper m.fl. 2005:345; Pevehouse m.fl. 2010:469) er en av de mest heroiske antagelsene i statistiske studier antagelsen om at en variabel oppviser en konstant regresjonskurve over tid. Eller, at effekten av partivariablene holder seg konstant over de ulike tidsperiodene man studerer. Å teste for dette kan gjøres ved å tillate parameterheterogenitet. Dette gjøres ved å lage et interaksjonsledd mellom partivariabelen og periodedummyene for å se om effekten endres over de ulike periodene (Scruggs 2007:313). Eller man kan bruke en modifisert Chow-test for å teste for parameterstabilitet (Stock & Watson 2008). Siden resultatene ved å direkte estimere for en slik effekt er mer interessant enn å se at antagelsen er brutt (som ved en chow-test) fra et substansielt standpunkt, velger vi å bruke periodedummyer og interaksjonsledd når vi tester for parameterstabilitet. Igjen er det viktig å framheve at parameterstabilitet ikke bare er et statistisk problem, men også er av substansiell interesse fordi det utgjør grunnlaget for ny-politikk tesen. Pierson (2001:221) framhever nettopp at partipolariseringen ble svekket på 1980-tallet. Vi burde derfor kunne se et klart brudd med effekten på 1970-tallet i partieffektene. Når vi tester for slik heterogenitet i våre modeller har vi valgt å bruke en a-teoretisk tilnærming hvor vi oppretter periodedummyer basert på tiår og lager interaksjonsvariabler mellom disse og variablene av interesse. Dette virker som en pragmatisk løsning da det ikke ennå er etablert noen enighet om periodeinndeling i faget (Nullmeier m.fl. 2010). Mer teoretisk tester vi også om det er slik at partieffektene ender seg ved tilfeller av «strukturelle sjokk» framhevet i ny-politikk-litteraturen (Pierson 1996; Allan & Scruggs 2004:505).

3.56 Vanlige regresjonsproblemer

Til slutt har vi de problemene som plager vanlig regresjonsanalyse. Som forekomsten av utliggere, utelatt variabelskjevhet og graden av kolinearitet mellom forklaringsvariablene. Førstnevnte Multikollinearitet, eller korrelasjon mellom de ulike forklaringsvariablene vil kunne lede til feilaktige standardfeil hvis korrelasjonen er sterk nok (over 0.70). Et relatert problem er at ved OLS estimering vil variasjonen som to variabler har til felles vil bli utelatt fra analysen (Kennedy 2008:194). Ved høyt korrelerte variabler vil vi dermed ha mindre mulighet til å finne variabelens korrekte effekt. For å avdekke om vi har kollinearitetsproblemer kalkulerer vi Pearsons korrelasjonskoeffisient (se appendiks) mellom alle våre uavhengige variabler. Vi finner at det overraskende bare er 2 mål som utviser farlig høy korrelasjon. Venstreparti- og høyrepartivariabelen utviser en korrelasjon på 0.70, mens ingen av de andre variablene korrelerer så høyt. Korrelasjonen mellom venstrepartivariabelen og fagforeningsvariabelen er bare på 0.41 og derfor under nivået hvor det blir et problem for standardfeilen. Ingen andre sett med variabler får en korrelasjonskoeffisient over 0.60. Dette resultatet holder hvis vi bruker tidsperiodene til de ulike avhengige variablene. Dette bekrefter behovet for å estimere effekten av høyre- og venstrepartiene for seg. I vedlegg 1 gis korrelasjonen mellom de uavhengige variablene i oppgaven.

Forekomsten av utliggere, eller enheter som har et stort avvik fra regresjonslinjen, kan gi feilaktige estimater av våre uavhengige variabler. Det kan også være slik at noen få observasjoner driver våre estimater. For å kontrollere for utliggere følger vi to-skrittprosedyren brukt av Lupu & Pontusson (2011:320). Først kjører vi modellen, så identifiserer vi de utliggerne som er 1.5 standardavvik fra gjennomsnittet i den standardiserte residualen⁷⁵. De identifiserte utliggerne blir så ekskludert når vi re-estimerer modellen. Siden nesten ingen av modellene er robuste for kontroll av utliggere, rapporterer vi bare de modellene hvor vi har kontrollert for dem. Vår løsning er problematisk all den tid vi ikke opererer med et tilfeldig utvalg trukket fra en populasjon av land, men den faktiske populasjonen (Scruggs 2007:310). Samtidig kan man ikke slutte fra at det ikke er et tilfeldig utvalg til at det ikke er målefeil i data, og problemene med OLS ved utliggere er godt dokumentert i litteraturen (Kennedy 2008). Vår strategi har videre det appellerende trekket at man ekskluderer utliggere uten at forskeren selektivt ekskluderer kasus for gjennom dette å frambringe et signifikant resultat som passer forskeren. For å sikre oss at vi her ikke ekskluderer utliggere uforholdsviss mye fra et enkelt land i analysen, kalkulerer vi alle lands gjennomsnittlige residual for alle modellene. Vi kan dermed kontrollere for om vi ekskluderer uforholdsmessig mange observasjoner fra bare et land.

Forankret i denne gjennomgangen av problemene og løsningene ved paneldata mener vi at det spesielt 2 modelleringsstrategier som er passende gitt våre substansielle spørsmål.

3.6 Faste effekter – Modell 1

En av de mest brukte modellene for å studere velferdsstatsutvikling begrunnes gjerne med henvisning til Huber og Stephens (2001) foretrukne statistiske modell. Deres modell kontrollerer for heteroskedasitet ved panelkorrigerede standardfeil, for autokorrelasjon med en felles AR(1) transformasjon av residualen for alle panelene⁷⁶, men ekskluderer faste effekter. Dette fordi de er interessert i å kunne estimere tidsinvariante variabler av substansiell interesse. Problemet med Huber og Stephens sin løsning er at mangelen av faste effekter gjør muligheten for utelatt variabelskjevhet prekær. Som sagt vil også variasjonen før t-1 bli inkludert i analysen. Det betyr at vi ikke kan være sikre på at våre effekter ikke skyldes forskjellen mellom land før den postindustrielle periode. Vi bruker dermed Huber & Stephens (2001) modellspesifikasjon bortsett fra at vi inkluderer dummy-variabler for N-1 land og en heterogen laggstruktur. For å se om vårt valg i å inkludere faste effekter får støtte i data, bruker vi en Hausmanstest for å avgjøre om en alternativt mer effektiv estimator (effektiv i det at den bruker mer av variasjonen) er ikke signifikant forskjellig fra vår fasteffektsmodell⁷⁷.

⁷⁵ Vi eksperimenterte med å bruke 1.5 til 8 standardavvik som eksklusjonspunkt, men dette endret ingen av de substansielle resultatene i modellene representert under.

⁷⁶ Beck & Katz (1996:7) viser at en uniform AR1 korleksjon er å foretrekke til en heterogenstruktur i nesten alle utvalg.

⁷⁷ For en kritikk av Hausmanstesten ved bruk av faste effekter se Beck & Katz (2001:493).

3.7 Feilkorreksjon og likevekt – modell 2

Samtidig er modellen vi har spesifisert over problematisk. For det første klarer modellen ikke å skille mellom permanente og kortvarige effekter. Den klarer bare å estimere umiddelbare permanente effekter. Videre, siden variablene måles i nivåer vil vi kunne ha stasjonaritetsproblemer (Stock & Watson 2008)⁷⁸. Dette kan løses ved å differensiere avhengig variabel, som igjen tillater oss å bruke en feilkorreksjonsmodell (ECM)⁷⁹. Denne modellen kjennetegnes av at den inkluderer en *differensiert* avhengig variabel på venstre side i regresjonsligningen, og en *lagget* avhengig variabel i nivåer på høyre side. Samtidig inkluderer vi alle de uavhengige variablene både i nivåer og differensiert på høyre side. Siden avhengig variabel måles som endring fra år til år, fokuserer modellen hovedsakelig på å forklare variasjon innad i land over tid (Busemeyer 2008:32).

$$\Delta Y_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1^* Y_{i,t-1} + \beta_0^* \Delta X_{i,t} + \beta_1^* X_{i,t-1} \varepsilon_{i,t} \quad (1)^{80}$$

Her er $\Delta Y_{i,t}$ den differensierte avhengige variabelen $\alpha_1^* Y_{i,t-1}$ er den laggede avhengige variabelen i nivåer. $\beta_0^* \Delta X_{i,t}$ og $\beta_1^* X_{i,t-1}$ representerer en uavhengig variabel. Først som en differensiert serie (endring fra år til år) og så målt som i nivåer lagget et år. «i» og «t» representerer land og tid og $\varepsilon_{i,t}$ er restleddet. Som vist av De Boef & Keele (2008) utgjør feilkorreksjonsmodellen en generell modellspekifisering i en familie av mer restriktive modeller⁸¹, hvor den generelle feilkorreksjonsmodellen brukt i denne analysen er den med færrest restriksjoner hva angår variablenes effekt. Alle feilkorreksjonsmodeller har det til felles at de direkte estimerer farten hvorpå den avhengige variabelen returnerer til et ekvilibrium (likevekt) etter et «sjokk», forårsaket av en endring i en uavhengig variabel. Man antar altså at den avhengige variabelen er i et likevektsforhold med de uavhengige variablene. Over tid vil den avhengige variabelen justeres tilbake til et likevektspunkt ved et sjokk fra en uavhengig variabel. Om et slikt likevektsforhold eksisterer gis av koeffisienten til α_1^* , som må være signifikant forskjellig fra null og variere mellom -1 og 0 (Podestà 2006:553). Denne koeffisienten gir oss hastigheten hvorpå den avhengige variabelen returnerer til sitt likevektspunkt. Prosessen beskrives gjerne som feilkorreksjonsraten eller rekallibreringsraten (Beck 1992:69; Boef & Keele 2008:191). For eksempel, hvis koeffisienten for α_1^* er -0,50 betyr det at i løpet av neste periode (t+1) vil den avhengige variabelen tilbakelagt 50 prosent av reisen til likevektspunktet. Dette vil avta i senere perioder.

Hvorfor passer ECM-modellen til å belyse vårt forskningsspørsmål? Podestà (2006:553) framhever at denne modellspekifiseringen passer godt for velferdsstatsstudier fordi den begrenser antagelsen om

⁷⁸ Siden vi estimerer modellen med faste effekter burde problemene med stasjonaritet være minimal.

⁷⁹ For et lignende argument for hvorfor ECM modeller burde brukes til å teste nøysomhetsperiode se Jensen (2011B)

⁸⁰ Modellen kan også skrives $\Delta Y_{it} = \mu_0 + \beta_0^* \Delta X_{it} + \phi_i(Y_{it-1} - \theta X_{it-1}) + e_{it}$.

⁸¹ Disse modellene skilles i deres antagelser om kausaleffektene til de uavhengige variablene over tid. Se De Boef & Keele (2008) for en oversikt av konsekvenser ved valg av en mer restriktiv modell.

likevekt til bare å gjelde forholdet mellom de uavhengige variablene og den avhengige (Beck 1992:70)⁸². Ikke motsatt. Enklere sagt: hvis velferdsstaten (avhengig variabel) endrer seg, så vil ikke dette innebære at venstrepartier eller fagforeninger (uavhengige) justerer seg for å komme i likevekt med velferdsstaten. En annen egenskap er at feilkorreksjonsmodellen også tillater oss å skille mellom umiddelbare og langvarige effekter (Boef & Keele 2008). Den umiddelbare effekten er den vi observerer direkte på avhengig variabel når en uavhengig variabel endrer verdi. Denne effekten må skilles fra den langvarige effekten som påvirker den avhengige variabelen med en hastighet gitt av koeffisienten for α_1^* . Modellen tillater oss også å skille mellom varige og forbigående (ikke-permanente) effekter. Sistnevnte skjer når partier øker sjenerøsiteten til ordningene et år bare for å justere tilbake til det opprinnelige nivået senere (Cusack & Iversen 2000:330; Iversen 2005:193-194). De varige effektene er selvforklarende. Den differensierte uavhengige variabelen ($\beta_0^* \Delta X_{i,t}$) gir oss den (umiddelbare) forbigående effekten, mens variabelen målt i nivåer ($\beta_1^* X_{i,t-1}$) gir oss den (umiddelbare) permanente langvarige effekten. Sistnevnte kan forstås som en permanent endring av likevektsnivået til den avhengige variabelen. Vår modell gir oss to umiddelbare effekter. En gis direkte av $\beta_0^* \Delta X_{i,t}$ og beskriver den forbigående umiddelbare effekten, mens den umiddelbare permanente effekten gis av $\beta_1^* - \beta_0^*$ (Boef & Keele 2008:193). For å få den totale permanente effekten av den uavhengige variabelen må vi dele den uavhengige koeffisienten på koeffisienten til den laggede avhengige variabelen $\frac{\beta_1^*}{-\alpha_1^*}$. Vi får da den totale påvirkningen av den uavhengige variabelen over tid. Et problem er at man ikke likefrem får tilgang til den totale effektens standardfeil, men dette kan estimeres. Modellen er også å foretrekke siden den estimerer avhengig variabel i endring fra år til år og dermed gjerne løser stasjonaritetsproblemer som forekommer i paneldata (jf. Boef & Keele 2008).

Til sammen får vi en modell som kan skille mellom de ulike effektene en variabel kan ha på velferdsstatsutvikling (jf. Beck 1992:69). Vi kan se om en variabel bare har en forbigående eller en permanent effekt og hvor lang tid det tar før variabelen har hatt sin totale påvirkning. Kort sagt tillater modellen oss å studere tidsaspektet i velferdsstatsutviklingen. Dette er essensielt siden vi gjerne kan tenke oss muligheten for at partier kanskje bare har kortvarige, ikke varige effekter (Alesina m.fl. 1992). Når et parti kommer i posisjon, kan det være ønskelig å vise at man innfrir på sine valgløfter og øker de sosiale utgiftene, bare for å gå tilbake på valgløftene senere i regjeringperioden (jf. Korpi 1983). En slik midlertidig effekt kan skilles fra de situasjoner hvor partiene permanent øker sjenerøsiteten til ordningene. Statistisk blir partier her forstått som et eksogent sjokk som endrer likevektspunktet til velferdsstaten (jf. Ostrum & Smith 1992:132-133). Det er disse permanente effektene vi er interessert i når vi skal forklare den faktiske effekten av arbeidstagneres interesseorganisasjoner i den postindustrielle periode.

⁸² Esping-Andersens (2007:340) argument om at venstresiden bruker velferdsstaten til å sikre økt støtte fra velgerne vil nødvendigvis bety at det nettopp er en gjensidig likevekt mellom venstrepartier og velferdsstaten.

En ECM modell kan fange opp om det er slik at partiene utviser både permanente og midlertidige effekter. Dessverre kommenteres eller rapporteres ikke disse egenskapene ved feilkorreksjonsmodellene når de blir anvendt i litteraturen (Boef & Keele 2008:194). I velferdsstatslitteraturen har dette blitt korrigerert i senere år med flere som tolker både langvarige effekter og regner ut standardfeilene (se spesielt Kaufman & Segura 2001; Iversen 2005; Kristal 2010; Finnseraas & Vernby 2011; Jensen 2011B), selv om noen av de som faktisk kalkulerer langvarige effekter gjør dette feil⁸³. Eller man operer med mer restriktive modeller uten at det forklares om mer generelle modeller ble testet før man valgte den restriktive modellen (eks. Finnseraas & Vernby 2011). Det kan også være viktig å spesifisere at maktressursteorien ønsker å se på de permanente, langvarige effektene på velferdsstaten. Så vår modell tillater at venstrepartier eller fagforeninger kan bli drevet av kortsiktige velgerhensyn – målforskyvelse - men at deres permanente effekt på velferdsstaten er i antatt retning.

Som framhevet tidligere i denne oppgaven, er laggede avhengige variabler problematiske når de kun inkluderes som en løsning for autokorrelasjon (Plümper m.fl. 2005). I ECM modellen tar vi isteden et annet perspektiv på den laggede avhengige variabelen. Vi antar at den forteller oss noe om tidsdynamikken i det vi er interessert i å studere (jf. Beck 2001). Vi antar ikke, som Huber & Stephens (2001) at den laggede variabelen sier oss noe *direkte* om effekten av «stivhengighet», men at den er med å fange opp i hvilken grad velferdsstaten vi har i dag er en funksjon av tidligere nivå av velferdsstat modifisert av de uavhengige variablene (Keele & Kelly 2006:189). Ergo virker den på den måten at den forteller oss timingen av de uavhengige variabelenes effekt på den avhengige (ibid). ECM-modellen kan også brukes til å estimere graden av konvergens mellom land over tid (Plümper & Schneider 2009). Selv om inkluderingen av en lagget avhengig variabel kan eliminere autokorrelasjon (jf. Beck & Katz 1996), kan dette skape sine egne problemer hvis det fortsatt er betydelig autokorrelasjon igjen i residualene. Da vil også estimatene bli feil estimert. Vi sjekker derfor for autokorrelasjon i residualene og kontrollerer ved Prais-Winstein regresjon (AR[1] autokorrelasjonsstruktur) (Beck 1992:70-71). For å være sikre på at våre resultater simpelthen ikke drives av vår hetrogene lagstruktur (FE-modellen) estimerer vi ECM-modellen med lik lagstruktur for alle land.

Når vi skal vurdere de to modellene opp mot hverandre, er det viktig å husk at de begge har sine negative og positive sider. Vi sikrer oss derfor ved å estimere de to forskjellige modellene samtidig. Dette er en effektiv måte å robusthetsteste resultatene på. Vi skal nå gjennomgå hvordan vi skal vurdere sensitiviteten til våre resultater.

3.8 Robust?

I innledningen til metoddelen siterte vi Schrodt (2010) som hevder at resultater fra lineære regresjonsmodeller kan endres dramatisk ved små endringer av modellspesifikasjonene. Det er altså ikke nok å rapportere p-verdier og standardfeil. Vi må studere om våre resultater er stabile - ikke-sensitive - til

⁸³ Se for eksempel Golden & Londraregan (2006) om Wallerstein (1999).

endringer i modellen (Young 2009:384). En innsikt som framhever at om vi skal være sikre på våre resultater må vi robusthetsteste dem. Dette gjør vi både som allerede framhevet ved å kjøre to forskjellige estimeringsmodeller, ved å kontrollere for utliggere, ved å studere muligheten for landavhengig laggstruktur og periodespesifikke effekter. Ved siden av dette bruker vi også forskjellige spesifikasjoner av variabler ment å fange opp det samme fenomenet. Dette gjøres både for de uavhengige og avhengige variablene. Vi tester også om resultatene er stabile når vi ekskluderer et og et land fra utvalget (landavhengighet).

3.9 Indirekte effekter, mellomliggende variabler og komplementære variabler

Som framhevet av Ray (2003) og Achen (2005:329-30) estimerer en generell lineær modell bare de direkte effektene av våre uavhengige variabler på den avhengige variabel. Gitt at det er slik at den direkte effekten av venstrepartier, når vi kontrollerer for fagforeninger, ikke er substansielt stor, så utelukker ikke dette at det er en mulig indirekte effekt hvor venstrepartier påvirker styrkegrunnlaget til fagforeningene (eks ved Ghent-systemer) og således har en indirekte effekt på velferdsstaten gjennom fagforeninger (Scruggs 2002). For å fange opp en slik effekt blir det gjerne anbefalt å bruke SUR-regresjon (seemingly unrelated regression) hvor man regner seg fram til de totale effektene etter en serie med regresjoner (Achen 2005:329). Når vi ikke gjør dette, skyldes det hovedsakelig den manglende teoretiske klarheten i maktressursteorien når det kommer til kausalrekkefølgen til forklaringsvariabelen. I det meste av maktressurlitteraturen (se eksempelvis Huber & Stephens 2001) blir det framhevet at venstrepartier og fagforeninger er gjensidig avhengig av hverandre, men kausalrekkefølgen er ikke avklart (Western 1996:168). Hvilke av variablene som skal regnes bakenforliggende for den andre (og som dermed burde antas å ha den indirekte effekten) blir aldri spesifisert⁸⁴. I mangel av et slikt teoretisk grunnlag blir valget av bakenforliggende faktor a-teoretisk og tilfeldig (Starr 2005:359). Vi estimerer bare de direkte effektene av våre variabler.

Noen vil kanskje også reagere på at vi velger å inkludere både fagforeninger og partivariablene i en og samme modell med den implikasjonen dette kan ha for variablenes respektive individuelle effekt (Ray 2003). Selv om kolineariteten ikke er høy mellom disse variablene, betyr det samtidig at den variansen som variablene står for til sammen vil bli utelatt fra regresjonsmodellen. Noe som gjør at vi får mindre effektive estimater på den uavhengige variabelen. Mot en slik innvending har Oneal & Russett (2005:295) framhevet behovet for å teste en teori som helhet. For å avgjøre den relative effekten av partier og fagforeninger og dermed avgjøre hvilke komponenter som oppfører seg slik teorien spesifiserer må de inkluderes i en og samme modell. Uansett, våre substansielle resultater endrer seg ikke hvis vi kjører våre venstremodeller uten fagforeninger. De to overnevnte argumenter gjelder også for innvendinger om at vi her har inkludert mellomliggende variabler. Eller, at fagforeninger burde estimeres uten venstrepartier siden venstrepartier er en mellomliggende variabel.

⁸⁴ Men se om mulig Korpi & Shalev (1979) og Korpi (2004).

3.10 Grunnmodeller

Jeg vil her gi en oversikt over modellene⁸⁵ som vil bli estimert for å teste de forskjellige hypotesene. Jeg bruker erstatningsraten til arbeidsledighetstrygd som eksempel på avhengig variabel. Denne delen er ment som en enkel illustrasjon for leseren til å få kjennskap til modellene som skal estimeres.

Den faste effekt modellen som skal estimeres er representert i ligning 2. Denne modellen estimeres med landdummyer (α_i), panelkorrigerede standardfeil og Prais-Weinstein regresjon ($\varepsilon_{i,t-1}$).

Arbeidsledighetstrygd (ER)

$$\begin{aligned} &= \alpha_i + \beta_1^* \text{Lønnsvekst}_{i,t} + \beta_1^* \text{venstrepartier}_{i,t} + \beta_2^* \text{Fagforeningsstyrke} \\ &+ \beta_3^* \text{Vetopunkter}_{i,t} + \beta_4^* \text{Proporsjonalitet}_{i,t} + \beta_5^* \text{Åpenhet}_t \\ &+ \beta_6^* \text{Avindustrialisering}_{i,t} + \beta_7^* \text{Vetopunkter}_{i,t} + \beta_8^* \text{Valgdeltagelse}_{i,t} \\ &+ \beta_9^* \text{proporsjonalitet}_{i,t} + \beta_{13}^* \text{Økonomiskvekst}_{i,t-1} + \beta_{10}^* 65_{i,t} + \varepsilon_{i,t-1} \end{aligned}$$

(2)

For å estimere graden av drift estimerer vi samme modell over med den forskjellen at vi inkluderer et interaksjonsledd mellom lønnsvekstvariabelen og partivariabelen i ligning 3. Av estetiske hensyn har vi utelatt de andre variablene.

Arbeidsledighetstrygd (ER)

$$\begin{aligned} &= \alpha_i + \beta_1^* \text{Lønnsvekst}_{i,t} + \beta_2^* \text{venstrepartier}_{i,t} + \beta_3^* \text{venstrepartier}_{i,t} \\ &* \text{Lønnsvekst}_{i,t-1} \end{aligned}$$

(3)

Den tilsvarende modellen som estimeres i Feilkorleksjonsmodellen er satt opp i ligning 4 under. Som vi ser er alle de uavhengige variablene inkludert som både nivåer og endring i modellen. Den avhengige variabelen på venstreside i regresjonsligningen er representert i endring, mens den laggede avhengige variabelen på høyreside i regresjonen er representert i nivåer lagget et år.

⁸⁵ Modellen som de andre modellene med samme avhengige variabel og estimeringsteknikk sammenlignes med

Δ Arbeidsledighetstrygd (ER)

$$\begin{aligned} &= \alpha_i + \alpha_1^* ER_{i,t-1} + \beta_0^* \Delta \text{Lønnsvekst}_{i,t} + \beta_1^* \Delta \text{venstrepartier} \\ &+ \beta_2^* \text{Venstrepartier}_{i,t-1} + \beta_3^* \Delta \text{Fagforeningsstyrke}_{i,t} \\ &+ \beta_4^* \text{Fagforeningsstyrke}_{i,t-1} + \beta_5^* \Delta \text{Vetopunkter}_{i,t} + \beta_6^* \text{Vetopunkter}_{i,t-1} \\ &+ \beta_7^* \Delta \text{proporsjonalitet}_{i,t} + \beta_8^* \text{proporsjonalitet}_{i,t-1} + \beta_9^* \Delta \text{Åpenhet}_{i,t} \\ &+ \beta_{10}^* \text{Åpenhet}_{i,t-1} + \beta_{11}^* \Delta \text{Avindeustrialisering}_{i,t} + \beta_{12}^* \text{Avindeustrialisering}_{i,t-1} \\ &+ \beta_{13}^* \Delta \text{Økonomiskvekst}_{i,t-1} + \beta_{14}^* \Delta \text{Valgdeltagelse}_{i,t} + \beta_{15}^* \text{Valgdeltagelse}_{i,t-1} \\ &+ \beta_{16}^* \Delta 65_{i,t} + \beta_{17}^* 65_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t-1} \end{aligned}$$

(4)

For å velge riktig dynamisk spesifisering⁸⁶ av feilkorreksjonsmodellen må man rundt det problem at STATAs XTPCSE kommando ikke rapporterer verken AIC eller BIC. XTPCSE rapporterer en pseudo R^2 , men denne er ikke heller brukbar siden R^2 kan gå over 1 ved kontroll for autokorrelasjon (Ar1) og pseudo målene er meget sensitive for brudd på forutsetninger (Huber & Stephens 2001:65). Dette gjør optimaliseringen av den dynamiske spesifiseringen i ECM-modellene vanskelig. For å sikre oss mot at vi feilspesifiserer våre dynamiske modeller velger vi derfor å kjøre en generell ECM-modell for alle modellene. Dette betyr at alle uavhengige variabler er inkludert som nivå og endring i ECM-modellene. Dette sikrer oss mot å anta feilaktige restriksjoner på våre variablers effekt, og gjør oss sikrere på at våre resultater ikke skyldes disse feilaktige restriksjonene (Boefe & Keele 2008). Siden vi kun er interessert i de permanente effektene, rapporteres ikke de forbigående effektene. Det betyr at vi ikke viser de uavhengige variablene målt i endring (Δ).

4.0 Analyse

Vi har nå kommet til stadiet der vi viser i hvilken grad de teoretiske avledede hypotesene tåler møtet med data. Vi har strukturert framvisningen på følgende måte: Først vil jeg gjennomgå resultatene for arbeidsledighetstrygd generelt for å så gå presentere driftsmodellene. Deretter går vi gjennom privatiseringsmodellene og til slutt behovsprøvningsmodellene. Etter gjennomgangen, robusthetstester vi resultatene og gir en rask oppsummering av resultatenes stabilitet for hver av de avhengige variablene. Avslutningsvis oppsummerer vi alle funnene og setter dem i en større sammenheng når det kommer til maktressursteoriens evne til å forklare velferdsstatsendring i postindustrielle samfunn.

4.1 Arbeidsledighetstrygd og drift

Vi skal nå vurdere maktressursteoriens evne til å forklare endring i erstatningsraten til arbeidsledighetstrygden etter 1972. En diagnostiseringsanalyse viser at vi har både signifikant

⁸⁶ Antall lag på de uavhengige- og den laggede avhengige variabelen (Boefe & Keele 2008).

tilstedeværelse av autokorrelasjon og heteroskedasitet i restleddet⁸⁷. En hausmanstest bekrefter også at faste effekter burde inkluderes i modellen ($p < 0.000$). Dette legitimerer estimeringsstrategien vi hadde foreskrevet over. Vi kjører først en modell med Prais Winsten regresjon og heterogenlagget partivariabler. Deretter kjører vi en ECM-modell med uniform lagstruktur og Prais Winsten regresjon. Alle modellene estimeres med faste effekter. Resultatene er presentert i tabell 8

Tabell 8 Prais-Winsten regresjon (AR1 korleksjon) med faste effekter med gjennomsnittlig arbeidsledighetstrygd erstatningsrate fra 1970-2003 som avhengig variabel

	(1) FE	(2) FE	(3) ECM	(4) ECM
Venstre ^{het}	0.007 (0.007)			
Venstre _{t-1}			0.006** (0.00299)	
Høyre ^{het}		-0.003* (0.002)		
Høyre _{t-1}				-0.003 (0.002)
Fagforeninger _{t-1}	0.4*** (0.1)	0.3*** (0.1)	0.02 (0.02)	0.02 (0.02)
Proporsjonalitet _{t-1}	-0.9 (1.6)	-1.3 (1.5)	-1.7*** (0.6)	-1.8*** (0.6)
Arbeidsløshet _{t-1}	-0.24* (0.1)	-0.19 (0.1)	-0.09* (0.05)	-0.1* (0.05)
Åpenhet _{t-1}	-0.05 (0.039)	-0.04 (0.039)	-0.005 (0.02)	-0.005 (0.02)
Avindustrialisering _{t-1}	0.56*** (0.08)	0.57*** (0.09)	0.05* (0.03)	0.05* (0.03)
BNPvekst _{t-1}	-0.03 (0.07)	-0.029 (0.06)	-0.1* (0.07)	-0.1* (0.07)
65+ _{t-1}	-0.4 (0.4)	-0.33 (0.4)	-0.07 (0.07)	-0.04 (0.07)
Valgdeltagelse _{t-1}	0.001 (0.03)	0.005 (0.03)	0.009 (0.019)	0.01 (0.01)
Arbeidsledighetstrygd _{t-1}			-0.05*** (0.01)	-0.04*** (0.01)
N	450	453	482	482
Rho	.83	.84	-.08	-.09

Panelkorrigerede standardfeil i parentes. * $p < 0.15$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$. I modell 3-4 måles avhengig variabel i endring. ^{het} heterogen lagstruktur Alle utliggere over 1.5 standardavvik fra gjennomsnittet i den standardiserte residualen til modellene er ekskludert. Avhengig variabel i ECM-modellene måles i endring. Koeffisientene for de kortvarige effektene av variablene er ekskludert fra tabellen. Alle modellene er estimert med faste effekter (ikke vist).

Resultatene i tabell 8 gir støtte til maktressursteoriens antagelser. Vi ser at både fagforeninger og venstrepartier (høyrepartier) er positiv (negativt) forbundet med høyere erstatningsrate til arbeidsledighetstrygd etter 1970. Samtidig ser vi at signifikansnivået varierer mellom modellene. Med

⁸⁷ Både en signifikant wooldridge test ($p < 0.000$) og manuell inspeksjon av de standardiserte residualene ligger under denne slutningen.

heterogen lagstruktur (2) ser vi at venstrepartiene ikke har noen signifikant effekt, mens med en uniform lagstruktur i ECM-modellene (3) er effekten signifikant. For høyrepartiene ser vi at med heterogen lagstruktur finner vi en svak signifikant effekt, men standardfeilen er nesten like stor som estimatet og effekten er meget liten. I ECM modellen finner vi ingen signifikant effekt av høyrepartier, så deres effekt er altså lite robust mellom de ulike modellene. Ser vi isteden på fagforeningene ser vi at de har en positiv signifikant effekt som antatt av maktressursteorien i modell 1-2, men at effekten ikke blir signifikant i ECM-modellen.

En forklaring på forskjellene mellom ECM-modellene og de faste effektmodellen kan være et resultat av modellenes ulike antagelser om variabelens effekt. ECM-modellene antar at variablene både har en forbigående og en permanent effekt. I en modell som ikke skiller mellom disse effektene vil man kunne feiltolke forbigående effekter som permanente hvis det tar lang tid før de flyktige effektene blir reversert (jf. Scruggs 2007C). Om dette er tilfelle kan vi se ved å studere rekalkibreringsraten til den laggede avhengige variabelen. Vi ser at denne er svært lav i begge ECM-modellene. Etter en periode ($t+1$) vil bare 05 % av effekten til de forbigående variablene være reversert. Dette forklarer hvorfor fagforeningene kan virke å ha en positiv signifikant effekt i modellen med faste effekter. Når vi studerer de kortvarige effektene i ECM-modellen (ikke vist) finner vi at fagforeningens positive effekt hovedsakelig er en forbigående effekt⁸⁸. En forklaring på dette kan være at fagforeninger kan utvise sterkt press i perioder som valgar for å få gjennom sine interesser for sosialpolitikk, men at denne effekten blir reversert senere når politiske ledes avhengighet av fagforeninger er mindre. Uansett, vi ser at effekten til fagforeninger er lite robust. Av maktressursteoriens forklaringsvariabler ser venstrepartier ut til å være den viktigste forklaringsvariabelen.

Som sagt skiller ECM-modeller mellom umiddelbare og totale effekter. Koeffisientene i tabell 3-4 viser den umiddelbare permanente effekten til variablene. For å få den totale permanente effekten til variabelen må vi dele på koeffisienten til den laggede avhengige variabelen⁸⁹. Den totale permanente effekten av å gå fra en regjering uten venstrepartier til en fullsatt venstre regjering er ca. 13,2% høyere erstatningsrate ($p < .03$)⁹⁰. Dette er langt over den gjennomsnittlige endringen i perioden (0.20), og utgjør ca. 22 % av den gjennomsnittlige erstatningsraten (60%) til OECD-landene i vårt utvalg. Effekten av venstrepartier viser seg dermed å være svært avgjørende for sjenerøsiteten til et lands arbeidsledighetstrygdsystem. Den totale effekten ved å få et kabinett bestående bare av høyrepartier er -6.9 %. Dette hadde vært en avgjørende effekt hadde det ikke vært for at standardfeilen er nesten like stor som estimatet (6.04). Estimaten er dermed meget usikkert, og det er stor variasjon mellom høyrepartier og deres effekt på erstatningsraten. Den langvarige effekten av en økning i fagforeningsstyrke er en økning i erstatningsraten på 0.3%, men

⁸⁸ Koeffisienten til Δ Fagforeninger er .29 ($p < .001$).

⁸⁹ Alle langvarige effekter er kalkulert med stats NLCOM kommando som regner ut effekten og standardfeilen til estimatet ved deltametoden. Eksempel: nlcom (_b[lagleftc]*100)/-_b[laguegr]. Denne ligningen gir den totale effekten for en venstre regjering hvor alle kabinettpostene er holdt av ministere fra venstrepartier.

⁹⁰ Konfidensintervallet er stort, men inneholder ikke null (.83/25.6).

denne er ikke signifikant ($p < .4$). Resultatene for de langvarige effektene bekrefter bildet vi skissert over om at forklaringskraften til maktressursteorien er å finne i effekten til venstrepartier. Funn i robusthetsdelen vil modifisere dette bildet.

Proporsjonalitet ser ikke ut til å noen positiv effekt slik som blir antatt av tesen om troverdig engasjement formulert av Iversen & Soskice (2006) eller Persson m.fl. (2007). Isteden ser vi at mer proporsjonale valgssystem har en negativ effekt på arbeidsledighetstrygd. Spesielt i ECM-modellene som skiller mellom kortvarige og langvarige effekter er den negative effekten sterk og signifikant. Konsekvensen av et skift i retning av et mer proporsjonalt system, som New Zeland opplevde ved endringen av deres valgssystem i 1996, er at erstatningsraten reduseres over tid med 19 % ($p < 0.02$). Vi ser dermed at det er mer proporsjonale systemer som kutter mest i den post-industrielle periode og ikke majoritetssystemer som det gjerne hevdes i litteraturen (Pierson 2001). Denne effekten er den sterkeste vi har avdekket i våre resultater. De bygger dermed opp om Lupu & Pontusson (2011) funn om at proporsjonale system ikke har mer sjenerøse arbeidsmarkedsrelaterede ordninger⁹¹. Et eksempel er Sverige, som har et av de mest proporsjonale valgssystemene i vårt utvalg, hvor både sosialdemokratene og Moderaterna gjennomførte kutt i arbeidsledighetserstatningsraten på starten av 1990-tallet (Huber & Stephens 2001). Dette illustrerer at land med proporsjonale systemer har gjennomført kutt i arbeidsledighetstrygden, og trekker i tvil "troverdig engasjement tesen"⁹². En mulig forklaring på dette er at proporsjonale systemer krever koalisjoner for å få gjennomført storstilte kutt, og at man dermed enklere kan spre skylden ved å gjennomføre kutt i arbeidsledighetstrygd (jf. Green-Pedersen 2001:967). Vi har ikke testet denne påstanden direkte⁹³.

Avindustrialisering har en positiv signifikant effekt på erstatningsraten, i tråd med det kapitalisme-variantretningen antar. At effekten er konstant over alle modellene tyder på at effekten er robust, og selv om standardfeilen er større i ECM-modellene, er effekten fortsatt signifikant ($p < .10$) i modell 3. Når vi kalkulerer den totale permanente effekten av avindustrialiseringen ved den høyeste endringen (3,4) som forekommer i perioden (Sverige 1975, 1992) får vi en effekt på 3.6 % ($p < 0.06$) når vi bruker estimatene fra modell (3). Dette støtter Cusack & Iversens (2000:326) tese om at avindustrialisering øker behovet i befolkningen for forsikring mot risiko ved ferdighetstap. Det er også viktig at vi finner denne effekten på arbeidsledighetstrygd, siden arbeidsledighet vil være en naturlig konsekvens for en arbeider som opplever å måtte krysse ferdighetsgrenser. Han vil derfor ha en interesse av å være forsikret mot arbeidsledighet. Ved en sjenerøs arbeidsledighetstrygd demper man problemene ved å måtte søke etter jobb og demper

⁹¹ Pontusson & Lupu (2011) bruker et sosialutgifts mål operasjonalisert som alle sosialutgifter som ikke går på aldersrelaterede formål, og finner som oss en negativ effekt av økt proporsjonalt valgssystem.

⁹² En mulig tolkning (se Lupu & Pontusson 2008) av troverdig-engasjement tesen til Iversen m.fl. (2006) er at partieffekter vil være sterkere i PR-systemer enn i majoritanske systemer. Vi tester dette ved å konstruere interaksjonsvariabler mellom proporsjonalitetsmålet og parti variabelen. Når vi inspiserer marginaleffektene til partivariablene over graden av proporsjonalitet finner vi ingen signifikante effekter. Våre resultater indikerer dermed at partiers effekt på arbeidsledighetstrygd ikke varierer med partisystem. Dette går imot troverdig-engasjement tesen.

⁹³ Tilstedeværelsen av en slik skyldkamoufleringsmekanisme ville styrke ny-politikkens antagelser.

effekten av ferdighetstap (Iversen 2005). Vi finner også, i samsvar med Huber & Stephens (2001), at økt arbeidsløshet har vært en faktor i å drive ned erstatningsraten til arbeidsledighetstrygden. Effekten av den gjennomsnittlige endringen i arbeidsløshet i vår periode er en reduksjon av erstatningsraten med -20 % ($p < 0.09$). Bruker vi isteden den høyeste endringen i arbeidsløsheten opplevd i vårt utvalg (Finland 1992: 5 %) får vi en langvarig negativ effekt på -9.5 % ($p < .09$) lavere erstatningsrate. En effekt som er lik 2 standardavviks endring i avhengig variabel. Våre resultater gir dermed støtte til at land som har opplevd økt arbeidsløshet kutter i arbeidsledighetstrygden.

Når det kommer til handelsåpenhet finner vi at alle koeffisientene i alle modellene er negative, men at effektene ikke er signifikante⁹⁴. De totale langvarige effektene er heller ikke signifikante, selv om det negative fortegnet på koeffisienten peker mer mot nedbyggingstesen enn kompensasjonsteorien om globalisering. Våre funn indikerer dermed at avindustrialisering og ikke økonomisk globalisering er avgjørende for velferdsstatsutvikling. Videre finner vi at en økning i BNP er negativt forbundet med arbeidsledighetstrygd, men at effekten bare blir signifikant i ECM-modellene. Selv her estimeres koeffisienten med en stor standardfeil og konfidensintervallet inneholder null (-2/.003). De langvarige effektene er heller ikke signifikante. Vi finner, i samsvar med Finnseraas & Vernby (2011:16) ingen støtte for at økt økonomisk vekst leder til økt velferdsstatsekspansjon slik Amables m.fl. (2006:439) hevder.

Når det kommer til aldring av befolkningen (+65) finner vi ingen signifikante effekter over de ulike modellene, om enn effekten er konsekvent negativ i alle modellene. De manglete signifikante effektene trekker i tvil tesen om at mer arbeidsmarkedsrettede ordninger har blitt utsatt for kutt eller mindre prioritering grunnet økt fokus på aldersrelaterte ordninger, slik fokuset har vært hos Silja Häusermann (2010) og Esping-Andersen (1999). Vi finner heller ikke at økt valgdeltagelse har noen signifikant effekt på arbeidsledighetstrygd, og fortegnet til koeffisienten varierer mellom modellene. Dette trekker i tvil teorien om at økt valgdeltagelse skal lede til mer omfordeling (jf. Mahler 2008), - gitt våre tidligere funn om at arbeidsledighetstrygd er sterk positivt korrelert med omfordeling. David Rueda (2005) framhever at siden outsiderne på arbeidsmarkedet er lite politisk engasjert har sosialdemokratiske partier liten interesse av å fremme deres interesser⁹⁵. Det følger av denne teorien at når valgdeltagelsen stiger vil det være større sannsynlighet for at outsiderne faktisk er politisk aktive. Sosialdemokratiske partier må da føre en politikk som også inkluderer deres interesser for å ikke miste stemmer. Vi tester dette ved å se om det er slik at

⁹⁴ Mangelen på signifikans i ECM-modellene skyldes hovedsakelig kontroll for utliggere. Før vi tar ut utliggere oppviser åpenhetsvariabelen en negativ signifikant effekt, men denne er som sagt avhengig av utliggere. Når disse ekskluderes er ikke variabelen lenger signifikant som vist over.

⁹⁵ Siden arbeidsmarkedsoutsidere hos Rueda (2005:63) defineres som «those that are unemployed, employed fulltime in fixed-term jobs and temporary jobs» er arbeidsledighetstrygd en ordning det er interessant å teste Ruedas antagelser på. Man kan selvfølgelig argumentere for at arbeidsledighetstrygd er en ordning som også insiderne har interesser for og at man derfor vil se en konvergens i preferanser mellom gruppene (Sjöberg m.fl. 2010:432). Eller at kravene til å kvalifisere gjør at de som havner utenfor vil ha vanskelig for å kunne delta i ordningene (Mahler & Katz 1988:46). Problemet er at dette ikke passer inn i bildet Rueda maler av insiderne som mer interessert i jobb-beskyttelse enn støtteordninger – som innebærer skatt. Vi har også vist at vår avhengige variabel er sterkt forbundet med mer omfordeling. Vi ser derfor dette som en valid test av hans argument.

venstrepartier bare ekspanderer arbeidsledighetserstatningsraten når valgdeltagelsen er høy. Vi gjør dette ved et interaksjonsledd mellom valgdeltagelsen og partivariabelen. Vi finner ingen signifikant effekt bortsett fra ved gjennomsnittet til valgdeltagelsesvariabelen (ikke vist). Mer interessant er det at margineffekten til venstrepartier svekkes ved høyere valgdeltagelse. Dette peker mot at Ruedas antagelser om at sosialdemokratiske partier ikke representerer outsiders på grunn av deres politiske aktivitet trenger videre teoretisering⁹⁶.

4.11 Arbeidsledighetstrygd – Periodeeffekter

Vi har til nå testet maktressursteorien når det kommer til å forklare den postindustrielle perioden sett under ett. Piersons (1996) antagelser om endrede partieffekter i den postindustrielle perioden gjør at vi ikke kan slå oss til ro med å simpelthen studere generelle mønstre. Vi må også finne ut om partieffektene har vært stabile over tid, eller om det har forekommet tydelige brudd i partieffektene. For å gjøre dette har vi lagd et interaksjonsledd med parti og fagforeningsvariablene og et sett med periodedummyer. Dette gjør at venstrevariabelen nå skal tolkes som effekten til variabelen over den tidsperioden som ikke er inkludert blant dummyvariablene. I tabell 9 er resultatene fra tre ECM-modeller (5-7) hvor vi i hver modell har testet om effekten til partiene eller fagforeningene har endret seg over tid relativt til referanseperioden. I andre delen av tabellen har vi inkludert de respektive variabelers totale permanente effekt. For å gjøre presentasjonen enklere er kontrollvariablene og tidsdummyene utelatt.

Vi ser her at det generelle mønsteret vi fant over ikke er representativt over de ulike tidsperiodene i data. Den positive effekten til venstrepartier er hovedsakelig å finne på 1970-tallet, mens periodene etter det kjennetegnes av at venstrepartiene har en negativ effekt på erstatningsraten sammenlignet med deres effekt på 70-tallet. Det samme mønsteret gjentar seg når vi ser på de totale permanente effektene i andre del av tabellen. Vi ser at den positive effekten vi fant i den generelle modellen hovedsakelig skyldes venstrepartienes effekt på 1970-tallet, mens en sosialdemokratisk regjering 80 og 90-tallet ville innebære kutt i erstatningsraten. Som Huber & Stephens (2001) viser kuttet sosialdemokratene i Sverige erstatningsraten på arbeidsledighetstrygden (1995) og ga støtte til borgerlige kutt i sykeforsikring. Våre resultater indikerer at et land som opplevde venstreregjering på 1970-tallet ville fått den positive effekten på erstatningsraten reversert hvis landet hadde fått en venstreregjering på 90-tallet. Som var tilfellet med for eksempel Australia hvor Labour var i regjering fra 1972-75 (Withlam), og 1983-91 (Hawke). At effekten ikke blir signifikant på 2000-tallet kan skyldes at vi ikke har data for lenger enn 2003. Fagforeningene viser en lignende tendens. Fra å ha en sterk positiv effekt på 1970-tallet byter koeffisienten fortegn i de senere periodene, om enn effekten aldri blir signifikant. Våre resultater viser også at høyrepartienes effekt er mer eller mindre robust. Høyrepartier har en sterkere negativ effekt på 1980-tallet som man skulle forvente, men denne effekten blir aldri signifikant. Signifikansnivå er ikke alt som avgjør om vi stoler på en effekt eller ikke, men vi ser at standardfeilen til koeffisientene er så stor at det er

⁹⁶ Det kan selvsagt også være slik at høy valgdeltagelse ikke innebærer at flere av de svakere i samfunnet faktisk stemmer, men isteden at det er høy inntektsgrupper som deltar i større grad (jf. Moene & Wallerstein 2003)

vanskelig å snakke om noen gjennomsnittlig effekt av høyrepartier. Over alle periodene inneholder også konfidensintervallet til effekten null.

Tabell 9 Arbeidsledighetstrygd og periodeeffekter. Prais-Winsten regresjon (Arl) med faste effekter

	(5)	(6)	(7)
Venstre _{t-1}	0.0199*** (0.00547)		
Venstre1990	-0.0137** (0.00649)		
Venstre2000	-0.0210*** (0.00693)		
Venstre2000	-0.00837 (0.00801)		
Fagforeninger _{t-1}		0.0347 (0.0344)	
Fagforeninger1990		-0.0260 (0.0190)	
Fagforeninger2000		-0.0220 (0.0193)	
Fagforeninger2000		-0.00505 (0.0273)	
Høyre _{t-1}			-0.000480 (0.00447)
Høyre1980			-0.00719 (0.00519)
Høyre1990			-0.00364 (0.00536)
Høyre2000			-0.00546 (0.00781)
Total effekt			
Venstre _{t-1}	.40*** (.13)		
Venstre1980	-.27** (.13)		
Venstre1990	-.42** (.16)		
Venstre2000	-.17 (.15)		
Fagforeninger _{t-1}		.75 (.68)	
Fagforeninger1980		-.56 (.42)	
Fagforeninger1990		-.48 (.44)	
Fagforeninger2000		-.11 (.59)	
Høyre _{t-1}			-.010 (.09)
Høyre1980			-.15 (.12)
Høyre1990			-.07 (.11)
Høyre2000			-.115 (.16)

Modellene over er estimert med samme kontrollvariabler og spesifikasjoner som modellene 3-4. De langvarige effektene er estimert ved STATAs NLCOM-kommando. Panelkorrigerede standardfeil står i parentes. * $p < 0.15$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$. Alle utliggere over 1.5 standardavvik fra gjennomsnittet i den standardiserte residualen til modellene er ekskludert. Alle modellene er estimert med faste effekter.

Våre resultater peker dermed på at det har skjedd et markant skifte etter 1970-tallet. Venstrepartier har gått fra å være forbundet med høyere erstatningsrater til å være den partifamilien som isteden er forbundet med sterkere kutt. Det er viktig å huske at en slik konklusjon ikke bekrefter ny-politikk-perspektivet hvor partier isteden burde slutte å ha en effekt (ikke bli signifikante). Isteden finner vi at venstrepartier fortsatt er viktige, men de er viktige i det at de kutter i større grad enn andre partier. Samtidig er effektene motsatt av hva maktressursteorien ville anta. Våre resultater peker også på at høyrepartier i liten grad har vært interessert i å kutte i arbeidsledighetstrygden. Som vi har sett over, har vi vist at skal maktressursteorien stemme burde den gitt teoriens egne antagelser stemme på arbeidsledighetstrygd. Våre resultater svekker dermed teorien når det kommer til å generelt forklare velferdsstatssjenerøsitet.

Kan noe forklare dette skiftet hos venstrepartiene? En måte å teste hva som ligger under denne endringen er å undersøke om effekten av våre partivariabler endres ved eksterne sjokk (jf. Carsten Jensen 2011E). Vi gjør dette ved å estimere ECM-modellene (3-4) med interaksjonsledd mellom parti-, økonomisk vekst-, arbeidsløshet- og handelsåpenhet-variablene. Tre aspekter som gjerne blir framhevet som kjennetegn på den postindustrielle periode (jf. Pierson 1996; Huber & Stephens 2001). De tre sjokk-variablene er målt i endring for sikre oss at vi eksklusivt fanger opp effekter av endringer i vår periode. For å oppsummere finner vi at endringene i partieffekter ikke i noen avgjørende grad kan tilskrives våre sjokk-variabler.

Ved inspeksjon av marginaleffektene av venstrepartier og høyrepartier på de tre sjokk-variablene finner vi nesten ingen signifikante effekter etter vi har kontrollert for utliggere (ikke vist). Venstrepartiers effekt endres ikke av arbeidsløshet. Marginaleffekten til venstrepartier ved økt arbeidsledighet er positiv, om enn bare signifikant fra en økning av ledigheten med fra 0 til 2. Vi finner ingen lignende effekt for høyrepartiene. Verken venstre- eller høyrepartier reagerer på endring i økonomisk vekst – ingen signifikante resultater. Når det kommer til endring i handelsåpenhet, finner vi at marginaleffekten til venstrepartiene er fallende når vi går fra negativ til positiv endring i handelsåpenhet. Ved en økning i handelsåpenheten over 8 % vil venstrepartienes effekt være negativ. Dette ville gått imot Lange & Garrets (1991) funn om at venstrepartier ekspanderer velferdsordninger i møte med økonomisk globalisering, men effekten er ikke signifikant. Høyrepartiene viser en lignende tendens, men denne er heller ikke signifikant. Interessant nok finner vi at høyrepartiers kortvarige respons ved en senkning av arbeidsledigheten (ved -2 %) er å redusere erstatningsraten, mens ved en økning av arbeidsledigheten(+1 %) utvider man sjenerøsiteten til ordningen. Dette er ikke varige effekter og henviser til at høyrepartiene møter økonomiske vanskelige tider med å øke sjenerøsitet til ordningene for å så kutte tilbake på disse senere. Venstrepartiene har motsatt kortvarig effekt ved en økning i arbeidsledigheten. Ved 2 % arbeidsledighet og over, kutter venstrepartiene midlertidig i arbeidsledighetstrygden. Avgjørende er det at vi ikke fant noen signifikante permanente effekter av våre partivariabler.

4.2 Drift - Arbeidsledighetstrygd utdatering?

Vi har hittil studert i hvilken grad parti og fagforeninger har en generell effekt på arbeidsledighetstrygd. Vi skal nå studere i hvilken grad våre antagelser bekreftes av data når det kommer til indirekte strategier for å

bygge ned velferdsordninger. Vi antar her at ved lønnsvekst så burde høyreregjeringer ha en negativ effekt på erstatningsraten, mens venstrepartier og fagforeninger ved lønnsvekst burde ha en positiv effekt siden de antas å oppdatere utbetalingene til ordningene slik at lønnsveksten ikke svekker ordningens sjenerøsitet. Siden vi ikke har noen teoretiske begrunnelser for hvorfor de andre variablene i våre modeller burde utvise periodespesifikke effekter gjengir vi ikke disse resultatene. Resultatene presenteres i tabell 10

Tabell 10 Prais-Winsten regresjon med faste effekter og AR1 korleksjon med gjennomsnittlig arbeidsledighetstrygd erstatningsrate fra 1970-2003 som avhengig variabel

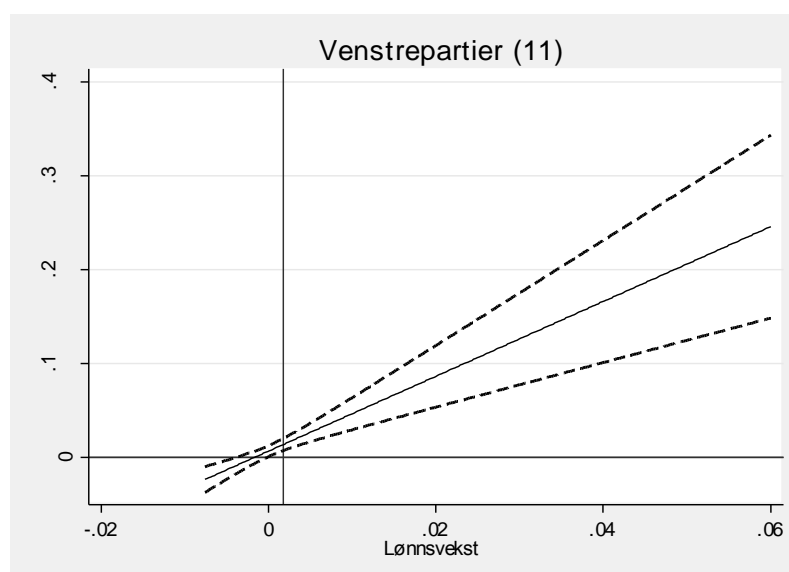
	(8) FE	(9) FE	(10) FE	(11) ECM	(12) ECM	(13) ECM
Venstre ^{het}	0.0109* (0.00688)	0.0122* (0.00692)				
LønnsvekstΔ	46.64 (119.1)	119.6 (148.5)	37.31 (38.85)	28.26 (26.06)	77.64 (61.48)	-17.43 (20.23)
Venstre ^{het} *LønnsvekstΔ	-1.053 (3.728)					
Venstre _{t-1}				0.00690** (0.00297)	0.00662** (0.00305)	
Venstre _{t-1} *LønnsvekstΔ				3.980*** (0.825)		
Fagforeningsstyrke	0.246*** (0.0805)	0.209** (0.0822)	0.438*** (0.113)	0.0248 (0.0257)	0.0280 (0.0282)	0.0311 (0.0259)
Fagforeningstyrke*Lønnsvekst		-10.07 (11.58)			-6.356* (3.938)	
Høyre ^{het}			0.00345* (0.00196)			
Høyre ^{het} *Lønnsvekst			-0.0988 (0.158)			
Høyre _{t-1}						-0.00359 (0.00260)
Høyre _{t-1} *Lønnsvekst						-0.0951 (0.429)
Erstatningsratenivå _{t-1}				-0.0694*** (0.0134)	-0.0639*** (0.0131)	-0.0527*** (0.0125)
N	466	505	465	474	472	474
Rho	.75	.73	.69	-.07	-.04	-.08

Panelkorrigerede standardfeil i parentes. * $p < 0.15$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$. ^{het} heterogen lagstruktur. Avhengig variabel i ECM-modellene måles i endring. Kontrollvariabler er de samme i som i modell 1-4. Alle utliggere over 1.5 standardavvik fra gjennomsnittet i den standardiserte residualen til modellene er ekskludert. Koeffisientene for de kortvarige effektene av variablene er ekskludert fra tabellen. Alle modellene er estimert med faste effekter.

Vi ser at venstrepartiene både i ECM-modellen og i faste effekter modellen har en positiv effekt på arbeidsledighetstrygd når lønnsutviklingen står stille. Kalkulerer vi den langvarige effekten av en fullsatt venstre regjering ved ingen lønnsvekst ser vi at et slikt «sjokk» øker erstatningsraten med ca. 9.9 % ($p < 0.25$) i modell 11. Dette er en sterk effekt da bare 4 % av utvalget opplever en endring på over 9 %. Videre, lønnsveksten har vært tilnærmet null i store deler av vårt utvalg. Det gjør at effekten ikke er rent teoretisk. Når vi ser på interaksjonsleddet mellom venstrevariabelen og lønnsveksten ser vi at koeffisienten er positiv og signifikant, men bare i ECM-modellen (11). Vi ser også at standardfeilen til venstrevariabelen og interaksjonsleddet er lavere i ECM modellene hvor vi har skilt fra hverandre de permanente og de

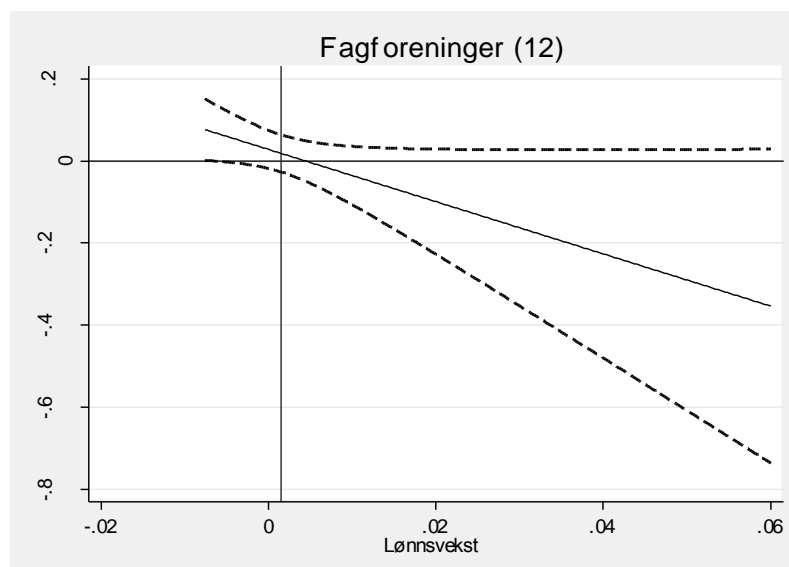
forbigående effektene til våre uavhengige variabler. Dette gir en foreløpig støtte til vår teori om at venstrepartier vil ekspandere utbetalingene når lønnsveksten truer å utdatere arbeidsledighetstrygdutbetalingene. For fagforeninger ser vi at variabelen har en positiv effekt når lønnsveksten er null over alle de faste effekt modellene (8-9), men at interaksjonsleddet bare er signifikant i ECM-modellen og har et negativt fortegn uavhengig av modell. Foreløpig ser dette ut til å gå imot antagelsen om at fagforeninger vil være viktige aktører i å utvide ordningenes sjenerøsitet ved lønnsvekst. Vi ser også at fagforeningsvariabelen standardfeil er større enn koeffisienten i ECM-modellen (12). Estimaten er altså lite stabil. Ellers ser vi at koeffisientene for høyrepartiene bare er signifikant i den faste effekt modellen, og effekten er i motsatt retning av det som antas av maktressursteorien. Selv om interaksjonsleddet har riktig fortegn gitt vår hypotese, ser vi at effekten er langt fra å være signifikant. Standardfeilen er større enn den estimerte koeffisienten. I ECM-modellen er ikke høyrevariabelen eller interaksjonsleddet i nærheten av å bli signifikant og estimeres igjen med en standardfeil som er langt større enn koeffisienten.

For å gjøre en helhetlig vurdering av hvordan venstrepartiers effekt på erstatningsraten varierer med lønnsvekst, må vi plote marginaleffekten av venstrepartier over verdiene på lønnsvekstvariabelen (Brambor m.fl. 2006). På y-aksen plotter vi inn marginaleffekten av vår uavhengige variabel, mens x-aksen viser inn verdien på lønnsvekstvariabelen. Den faste linjen omgitt av to stiplede linjer, angir marginaleffekten. De to omkringliggende stiplede linjene angir 95 % konfidensintervallet til den marginale effekten. Den marginale effekten er signifikant forskjellig fra null når begge de stiplede linjene (konfidensintervallet) enten er over eller under null (Brambor m.fl. 2006:73). For å hjelpe tolkningen har vi også lagt til en horisontal linje som viser nullverdien og en vertikal linje som viser gjennomsnittet til lønnsvekstvariabelen. Av presentasjonshensyn presenterer vi under bare marginaleffektene til ECM-modellene. Å bruke FE-modellene endrer ikke det substansielle resultatet.



Figur 9 Marginal effekten til venstre ved lønnsutvikling. Nummeret i parentes angir modellen som gir grunnlaget for marginaleffekten.

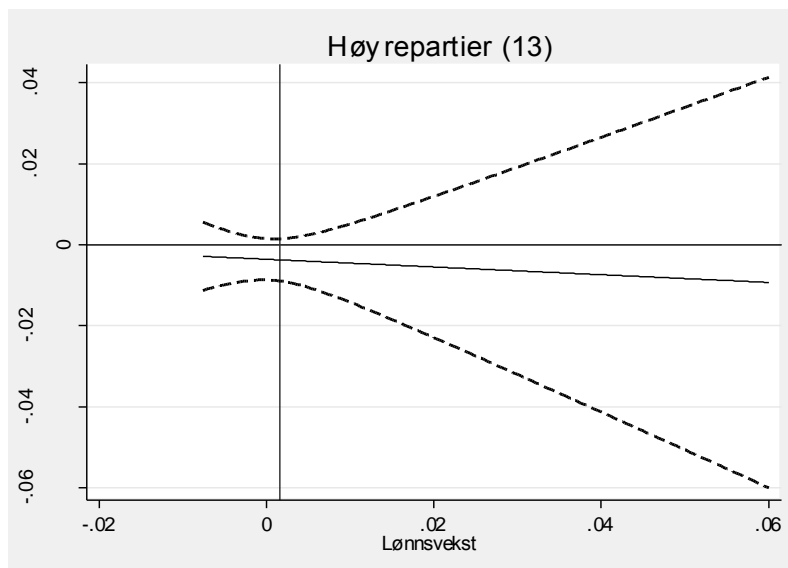
I figur 9 har vi plottet marginal effekten av venstrepartiene over endring i lønnsveksten. Vi ser her at venstrepartiene har en negativ signifikant effekt når lønnsveksten er under null, men at over null oppviser venstrepartiene en signifikant positiv effekt. Det er viktig å påpeke at det bare er 14 observasjoner som ligger under null og at denne effekten dermed er lite interessant. Vi ser også at konfidensintervallet øker når vi passerer 0.02 på lønnsvekstvariabelen. Dette skyldes at det bare er 13 observasjoner med en verdi over 0.03. Det er derfor effekten rundt 0 til 0.03 er av substansiell interesse for å besvare hva venstrepartiene generelt gjør ved drift. Vi ser at venstrepartiene her har en signifikant positiv effekt i dette intervallet. Estimerer vi den langvarige permanente effekten av å få en fullsatt venstre regjering ved gjennomsnittlig lønnsvekst (0.002) øker erstatningsraten 10. % ($p < .024$). Den tilsvarende effekten ved bare en økning i venstrevariabelen er 0.21 %. Ved den høyeste verdien (.097) har en venstre regjering med alle kabinettpostene en effekt på 15 % ($p < 0.00$). Noe som selvsagt forblir en litt teoretisk effekt siden få land i vårt utvalg har opplevd en slik lønnsvekst. Det indikerer at venstrepartier utvider sjenerøsiteten til arbeidsledighetstrygdordningene ved lønnsvekst.



Figur 10 Marginal effekten til fagforeninger ved lønnsutvikling. Nummeret i parentes angir modellen som gir grunnlaget for margineffekten

I figur 10 har vi plottet margineffekten til fagforeninger ved lønnsvekst. Vi ser at margineffekten til fagforeninger går fra positiv til negativ over verdiene på lønnsvekstvariabelen. I de tilfellene hvor lønnsveksten er over 0.01 har fagforeninger en negativ effekt. Ved gjennomsnittlig lønnsvekst er effekten fortsatt positiv, men effekten er ikke signifikant. Når vi kalkulerer de tilsvarende langvarige effektene som for venstrepartiene, finner vi at ingen av effektene er signifikante og de estimeres med en standardfeil på størrelse med koeffisienten. Vi ser av figuren over at effekten til fagforeningene blir såvidt signifikante ved negativ lønnsvekst. Den langvarige effekten av fagforeninger ved en endring på -0.007 i lønnsveksten tilsvarer en økning på 1.1 % i erstatningsraten. En mulig forklaring på dette kan være at fagforeninger krever økt kompensasjon i form av høyere arbeidsledighetstrygd når de opplever nedgang i lønn (Baccaro & Simoni 2010:660). Samtidig, er disse resultatene mindre å stole på siden bare 14 observasjoner har en så

lav verdi. Det skal framheves her at disse observasjonene ikke er konsentrert på ett land, men isteden er spredt over 10 forskjellige land i utvalget. Ut ifra disse resultatene kan vi trekke den konklusjonen at generelt er fagforeninger mindre viktige når det kommer til å øke sjenerøsiteten ved drift. Vi skal vise at denne effekten ikke er robust.



Figur 11 Marginaleffekten til høyrepartier ved lønnsutvikling. Nummeret i parentes angir modellen som gir grunnlaget for marginaleffekten

Vi ser at hypotesen om at høyrepartier bruker lønnsutvikling som en indirekte form for nedbygging ikke finner støtte når vi plotter partienes marginaleffekt i figur 11. Vi ser at marginaleffekten av høyrepartier ved gjennomsnittlig lønnsvekst er negativ, men den er ikke signifikant ($p < .182$). Estimerer vi de langvarige effektene finner vi at ingen av disse er signifikante. Vi finner dermed ikke støtte for at høyrepartiene generelt bruker drift som en strategi for å bygge ned velferdsordninger.

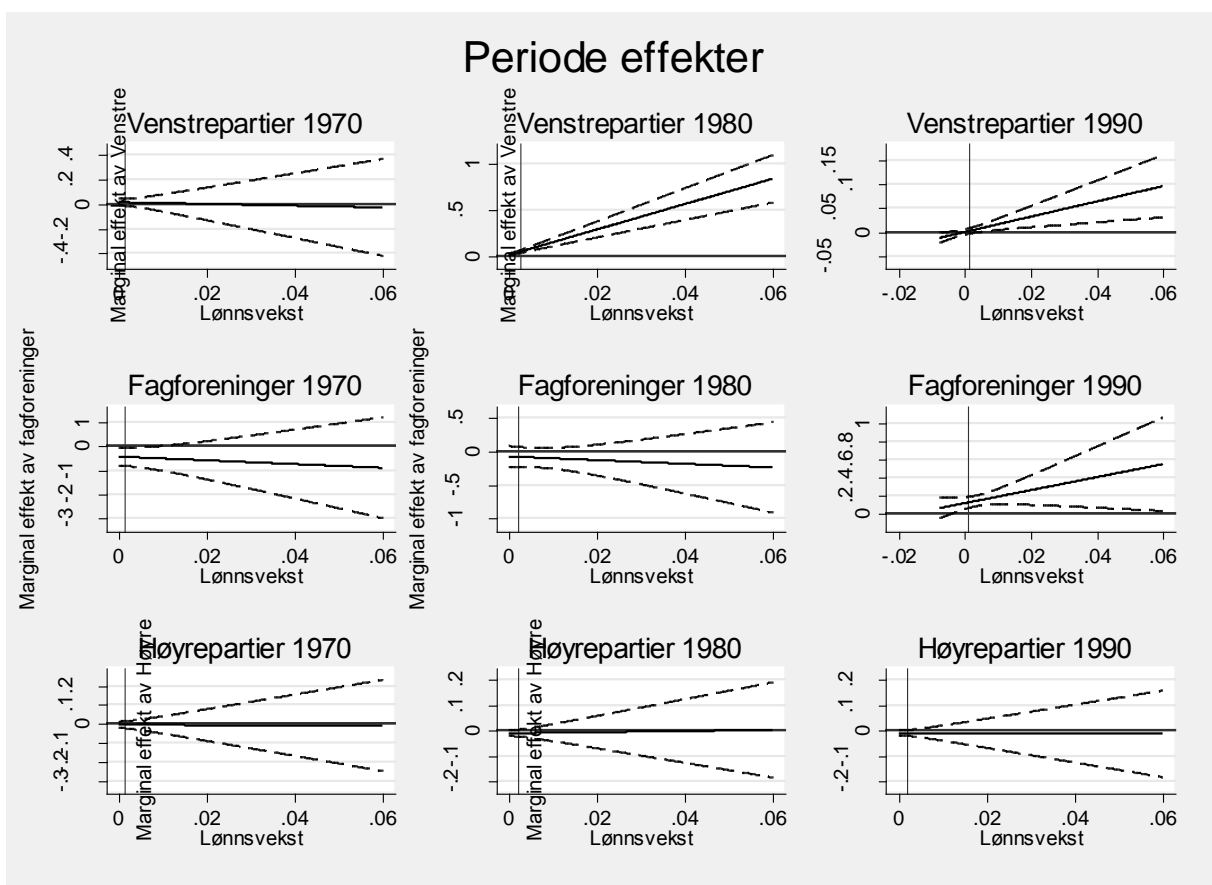
Hacker (2004;2006) knytter bruken av drift til forekomsten av veto-institusjoner. Vi estimerer derfor en modell hvor vi inkluderer Huber & Stephens (1993) veto-mål og et interaksjonsledd med lønnsvekstvariabelen (ikke vist). Vi finner ingen signifikante funn ved inspeksjon av marginaleffekten. Heller ikke hvis vi bruker Schmidt (1996) indeks for begrensinger på utøvende makt finner vi noen signifikant effekt (ikke vist). Samtidig kan det være at det er viktigere å se hvordan institusjonene begrenser aktørers handlingsrom og hvordan forekomsten av vetopunkter indirekte påvirker drift ved å betinge hvilke strategier som er mest optimale. Estimerer vi partimodellene med bare de landene som har få vetopunkter, finner vi at venstrepartiene fortsatt har en signifikant positiv effekt ved gjennomsnittlig lønnsvekst (ikke vist)⁹⁷. Kjører vi modellen isteden bare for land med mange vetopunkter finner vi isteden at venstrepartienes marginaleffekt går fra positiv til negativ. Ved gjennomsnittlig lønnsvekst har venstrepartiene en total effekt på -11 % ($p < 0.053$). Dette ser ut til å støtte tesen om at vetopunkter er

⁹⁷ Land med under 4 på vetopunktvariabelen er definert som land med få vetopunkter. Land med og inkludert over 4 er definert som høy. Variabelen går fra 0-5.

avgjørende for i hvilken grad venstrepartier får oppdatert velferdsordningene. Ved en høy forekomst av vetopunkter er det vanskeligere for venstrepartiene å få oppdatere velferdsordningene. I land med mange vetopunkter kan maktressursen ved en regjeringsposisjon ikke like lett overføres til politiske gevinster. Samtidig, vi finner ingen støtte for høyrepartier bruker veto-institusjoner for å få gjennom drift. Effekten til høyrepartiene ved lønnsvekst i land med mange vetopunkter blir aldri signifikant. Isteden finner vi at i hvilken grad venstrepartiene handler innenfor institusjoner som tillater dem å oppdatere ordningene for å være avgjørende. Der det er mange vetopunkter slutter venstrepartiene å kunne spille denne rollen, og muligheten for utdatering av ordningene oppstår. Vi finner ingen støtte for at forekomsten av flere vetopunkter er forbundet med mer drift.

4.21 Drift - Periodeeffekter

Vi tester også om partieffektene har vært stabile over tid, eller om vi ser markante brudd i partieffektene ved drift. For å gjøre analysen vår enkel, velger vi en ikke helt optimal måte å studere slike periodeeffekter på. Vi estimerer våre ECM-modeller (8-10) for hver enkel tidsperiode (1970,1980,1990-2003). Dette er en mindre optimal løsning siden den kaster ut mye data, og den tillater oss ikke å si om effekten til venstrepartiene er signifikant forskjellig fra andre perioder. Den har også sin positive sider i det at den gjør tolkningen relativ enkel, og vi velger derfor å estimere en enkel modell for å ikke gjøre feilaktige slutninger.



Figur 12 Marginaleffektene til fagforeninger, venstre og høyrepartier ved lønnsvekst over ulike tidsperioder.

Et raskt blikk på figur 12 viser at vi har variasjon over tid i effekten til de ulike variablene. Interessant nok var 1970-tallet en periode hvor verken høyre- eller venstrepartiene utviste noen signifikant effekt ved lønnsvekst. Dette kunne se ut til å støtte Piersons påstand om at partier ikke lenger er viktige for å forstå velferdsstatsutvikling, men vi ser samtidig at venstrepartiene har en positiv signifikant effekt på 1980 og i noen grad på 1990-tallet. Ved en gjennomsnittlig lønnsvekst på 80-tallet har venstrepartiene en total permanent effekt på 0.22 % ($p < 0.00$). For en fullsatt venstre-regjering er den korresponderende effekten på 6.4 % ($p < 0.06$) økning i erstatningsraten. På 90-tallet er effekten bare signifikant når vi beveger oss vekk fra gjennomsnittet til lønnsvekstvariabelen. Effekten blir ikke signifikant før 0.0049 og bare 10 enheter har verdier over dette. Selv om vi da finner at venstrepartiene ikke har vært signifikante over hele perioden, finner vi heller ikke det mønsteret beskrevet av Pierson (1996:143). Det er viktig å allerede nå framheve at det temporale mønsteret ved drift er forskjellig fra det vi fant når vi studerte venstrepartiers effekt generelt. Dette kan tyde på at venstrepartier er aktive i å oppdatere utbetalingene ved lønnsvekst, samtidig som de gjennomfører større kutt i selve ordningene. Dette tyder på at venstrepartier ikke trenger å ta i bruk indirekte nedbyggingsmetoder for å få gjennom velferdsstatsutdatering. Vi skal drøfte en mulig forklaring hvorfor i senere i privatiseringsdelen.

Effekten av høyrepartier viser seg også å utvise temporal variasjon. På 1970-tallet ser vi at effekten ikke er signifikant og at den marginale effekten til høyrepartiene ikke endres av lønnsveksten. Dette endrer seg ved inngangen til 80-tallet. Vi ser her at marginaleffekten til høyrepartiene får en helling og at et land som går fra en regjering uten høyrepartier til å få et kabinett med bare høyreministere over tid får redusert sitt erstatningsratenivå på ca -8.5 ($p < 0.07$). På 1990-tallet er den langvarige effekten av å få en høyre-regjering ved gjennomsnittlig lønnsvekst steget til -9.5 % ($p < 0.03$). Snarere enn å forsvinne ser vi at i hvert fall for høyrepartier blir partieffektene ved drift viktigere og viktigere. Det er betydningsfullt å framheve at disse effektene bare er signifikant rundt gjennomsnittet til variabelen, men som framhevet er effektene vekk fra gjennomsnittet av liten substansiell interesse. Vi så over at generelt hadde fagforeninger ingen signifikant effekt når det kom til å øke erstatningsraten ved lønnsvekst. Når vi isteden ser på den temporale variasjonen finner vi at fagforeninger har endret effekt over perioden vi studerer. Fra å ha en negativ signifikant effekt fra null og opp til rundt gjennomsnittlig lønnsvekst i perioden på 1970-tallet, en ikke signifikant effekt på 80-tallet for å så få en positiv signifikant effekt på 90-tallet. Vi ser dermed at den generelle effekten dekket til en endring i fagforeningens effekt. Estimerer vi den totale effekten av fagforeninger på 1970-tallet ved gjennomsnittlig lønnsvekst ser vi at fagforeninger reduserer erstatningsraten over tid ved lønnsvekst med -1.8 % ($p < 0.08$). På 80-tallet er som sagt effekten ikke signifikant. Ser vi isteden på 90-tallet finner vi at den korresponderende effekten ved gjennomsnittlig lønnsvekst positiv med 0.8 % ($p < .000$).

Selv om vi dermed ikke finner at partieffektene er konstant over periodene finner vi ikke det temporale mønsteret Pierson (1996:143) beskriver. Kontrært til ny-politikkens antagelser finner vi at venstrepartier

på 1980-tallet og fagforeninger på 90-tallet spiller en viktigere rolle enn de gjorde på 70-tallet. Dette betyr at svekket medlemstall for fagforeningene ikke har ledet til svekket innflytelse på politikk slik Pierson antar. Oppsummerer vi våre funn hittil når det kommer til drift, finner vi at ny-politikk-forklaringen til Pierson har svekket forklaringskraft. Våre resultater peker på at partier ikke har sluttet å spille en viktig rolle i den postindustrielle periode: venstrepartier og til noen grad fagforeninger er avgjørende aktører når det kommer til å opprettholde sjenerøsiteten til velferdsordningene ved lønnsvekst. Vi finner også en tendens blant høyrepartier i å økende grad ta i bruk indirekte nedbyggingsmetoder enn de gjorde på 70-tallet

4.22 Drift - Generaliseringspotensiale

Et spørsmål vi kan stille oss er hvor sentralt drift er når det kommer til velferdsstaten som helhet? Eller, i hvilken grad vil vi kunne forvente å se drift på andre velferdsstatsprogrammer? Et foreløpig svar får vi ved å bruke det aggregerte sjenerøsitetsindekset til Scruggs (2004) bestående av sjenerøsitetsskårene for både sykeforsikring, arbeidsledighetstrygd og pensjoner istedenfor arbeidsledighetstrygd som avhengig variabel i modellene 11-13. Vi finner her en like sterk effekt i driftsmodellene for både venstre og fagforeningsvariablene som vi gjorde for arbeidsledighetstrygd. Vi finner også at høyrepartiene nå får en signifikant effekt. Rundt gjennomsnittlig lønnsvekst har høyrepartiene en sterk og signifikant negativ effekt på sjenerøsitetsindekset. Dette henviser til at drift kanskje har vært en viktigere strategi i andre velferdsprogrammer enn det har vært for høyrepartiene å reformere arbeidsledighetstrygden. En mulig forklaring er at selv om høyrepartier gitt teorien skal være negative til arbeidsledighetstrygd er det ikke denne ordningen som er vanskeligst å få endret. Pensjonsordninger, som Pierson (1996) framhever, er populære ordninger som de fleste vil bevare. Siden de er forbundet med livsløpsrisiko. Det forekommer også at man organiserer støttegrupper for ordningene ved politiske tiltak for å reformere ordningene. Drift kan dermed være en viktigere komponent på disse ordningene enn for arbeidsledighetstrygd. Våre resultater støtter dermed opp Green-Pedersens (2001:973) kasusstudier av Danmark og Nederland, som finner at frysing av utbetalingene har vært en nedbyggingstrategi like mye i arbeidsledighetstrygd som i pensjonsordninger. Uansett, våre foreløpige funn indikerer at indirekte nedbyggingsformer også er viktige for andre deler enn velferdsstaten.

4.23 Drift – Robusthetstester

Vi skal nå teste robustheten til våre resultater. Oppsummerende finner vi at vår manglende fagforeningseffekt skyldes at de ulike komponente i vårt fagforeningsindeks ikke har samme effekt. Mens mobiliseringsstyrken til fagforeningene bare har en kortvarig effekt har sentraliseringsmålet en permanent signifikant effekt i antatt retning. Dermed er ikke nedgangen i medlemsmassen som er avgjørende for utviklingen til sjenerøse velferdsstater. Isteden, er det sentraliseringen av fagforeningene som er avgjørende. Dette kan forklare manglende funn hos andre (eks. Finnserås Vernby 2011), som bare har brukt mobiliseringsstyrke i operasjonaliseringen av fagforeninger. Sentraliseringsgraden har, som vi har sett, steget i noen land mens den har sunket i andre (Visser 2007). Dette betyr at fagforeningers evne til å

påvirke velferdsstatsutviklingen ikke følger en klar neddagående tendens. Som framhevet av Ebbinghaus (2003) og Visser (2007) kan til og med en nedgang i medlemmstallet styrke fagforeningenes koordineringsevne og konsentrasjon - ved at små fagforeninger slår seg sammen med andre fagforeninger. Dette *kan* igjen resultere i mer sentraliserte fagforeninger.

Lignende resultater forekommer for høyrepartieeffekten når vi bruker en partiklassifisering som skiller mellom kristendemokratiske partier og rent sekulære høyrepartier. Vi får da signifikante negative effekter for høyrepartieeffektene generelt for arbeidsledighetstrygd. Dette indikerer at kristendemokratiske i den postindustrielle periode har videreført sin rolle som velferdsstatsprotagonister. Vi finner også at effekten til høyrepartiene blir signifikant ved ekskludering av Italia, men usikkerheten i estimatene er fortsatt stor.

Alternative avhengige variabler: Hvis vi bare bruker erstatningsraten til en enkelt GPA som avhengig variabel, finner vi at dette ikke endrer de substansielle resultatene for våre partivariabler for noen av modellene. For de fleste modellene finner vi også at fagforeningers effekt er robust, men at når vi estimerer modell 4 får fagforeningsvariabelen en positiv, signifikant og permanent effekt, med en total verdi på 0.3 ($p < 0.05$). Proporsjonalitetsmålet blir ikke signifikant i disse modellene. Bruker vi isteden erstatningsraten til en GPA med familie (1 ulønnet kone og 2 barn) som avhengig variabel endrer våre resultater seg i de generelle arbeidsledighetstrygdmodellene. Venstrepartieeffekten er fortsatt robust, men nå har fagforeningene en total permanent effekt på 0.8 ($p < 0.01$). Estimerer vi effekten med den høyeste positive endringen i vår periode (New Zealand 1983 & 2000) får vi en effekt på 3 % økning i erstatningsraten. En lignende effekt, om bare mindre signifikant, finner vi for høyrepartier. Den totale effekten av å få en fullsatt høyregering er en reduksjon av erstatningsraten på 6 %. ($p < 0.141$). Når vi re-estimerer driftsmodellene finner vi nå at høyreeffekten så vidt ikke er signifikant, at venstrepartieffekten er robust og at fagforeningseffekten nå er signifikant positiv. Vi finner også at arbeidsløshet og avindustrialisering får styrket sitt signifikansnivå i familiemodellene.

Til sammen viser dette at valget av avhengig variabel betinger våre resultater, men det kan også være at vi ved å bruke erstatningsraten til en familie fanger opp en dimensjon som har vært viktigere for partiene enn ved erstatningsraten til en GPA. Som framhevet av Beveridge (1942) kunne elimineringen av «want» eller behov aldri oppnås før de sosiale ordningene ble konstruert så de støttet barnefamilie⁹⁸. Det kan derfor være slik at mer sjenerøse ordninger for en husstand av denne typen er viktigere for å sikre større grad av omfordeling. Ved en enkel bivariat korrelasjon mellom ulikhetsmålene våre og de to avhengige variablene finner vi at familievariabelen så vidt har en sterkere negativ korrelasjon⁹⁹.

⁹⁸ Ironisk nok ser dette punktet til å ha falt ut når han senere i rapporten foreslår en plan for en ny arbeidsledighetstrygd (se punkt 19.6 i rapporten).

⁹⁹ Erstatningsraten til en familie har den høyeste korrelasjonen på -0.56, mens erstatningsraten for en enslig arbeider alene er på -0.55 når vi tar gjennomsnittet av korrelasjonen med post-gini variablene. En forskjell som er så liten at det like gjerne kan skyldes målefeil som det kan skyldes et substansielt resultat.

Alternative uavhengige variabler: Når vi bytter ut våre Duane Swanks (i.d) partivariabler med Armingeon m.fl. (2012) operasjonaliseringer, finner vi at effekten av venstrepartiene er robust både for drift og de generelle modellene. Høyrepartienes effekt er ikke robust. Den generelle effekten av å få et regjeringsskabinett bestående bare av høyrepartier gir nå en langvarig total effekt på -11.4 % lavere erstatningsrate ($p < 0.07$). Armingeoens m.fl. klassifiseringer skiller seg fra Swanks med hvordan de behandler de kristendemokratiske partiene. For eksempel koder Swank det tyske Christlich Demokratische Union Deutschlands (CDU) og det finske Kristillisdemokratit (KD) som høyrepartier, mens Armingeon m.fl. (ibid) koder partiene som sentrumsparti. Det er lignende forskjeller i kodingen for også Frankrike og Irland. Hovedgrunnen til at kristendemokratiske ikke blir kodet som høyrepartier følger av sistnevntes tradisjonelle rolle som velferdsstatsprotagonister. Som framhevet av blant annet Van Kersbergen (1995) og Korpi (2001) var kristendemokratiske partier aktive i å etablere en velferdsstat for å skjerme arbeidere fra markedets evne til å rive opp sosiale strukturer. Det ser ut til at kristendemokratiske partier har fulgt opp denne rollen også i den postindustrielle periode. Den høye standardfeilen til vår tidligere estimerer gir derfor mening. Variasjonen til den gjennomsnittlige effekten var høy fordi de kristendemokratiske partiene handlet annerledes enn de andre høyrepartiene. Resultatene endrer seg ikke for driftsmodellene.

Vi finner lignende resultater når vi estimerer effektene av fagforeningenes medlemsmasse og sentralisering hver for seg. Disse resultatene viser at det bare er medlemsmassemålet som er robust: vi finner en signifikant forbigående effekt, og ingen signifikant permanent effekt for medlemsmassemålet. For sentraliseringsmålet er det motsatt. Her er det bare den permanente effekten som er signifikant i antatt retning. Effekten av å oppleve en endring på 0.19 i sentralisering (New Zealand 1987) innebærer på lang sikt en økning på 10.8 % ($p < 0.05$)¹⁰⁰. En svekkelse av sentraliseringgraden, som i Sverige i 1983, vil på lang sikt redusere erstatningsraten med 3.1 % ($p < 0.05$). Pierson (1996) tar dermed feil når han hevder at en reduksjon av fagforeningssyrke ikke leder til kutt i velferdsstaten. I driftsmodellene får vi samme resultat. Medlemsmassemålet gir en negativ signifikant effekt, mens sentraliseringsmålet gir en positiv og signifikant effekt ved lønnsvekst. Den totale effekten av en gjennomsnittlig *positiv* endring i fagforeningssentralitet ved en gjennomsnittlig lønnsvekst er på 7.9 ($p < 0.05$). Sentraliserte fagforeninger er like viktig som venstrepartier når lønnsveksten truer sjenerøsiteten til velferdsordningene. En mulig forklaring på dette kan være at i land med desentraliserte fagforeninger vil lønnsvekst være viktigere enn sosialpolitikken (Iversen 1999:31). Høytlønnede arbeidere, som uansett kan kjøpe privatforsikring, vil ha liten interesse i å betale skatter for en statlig arbeidsledighetstrygd, og vil isteden presse på for mer lønnsvekst om enn dette kan utdatere velferdsordningene. Uansett, vi har bekreftet viktigheten av sentralisering som en avgjørende betingelse for at fagforeninger skal fremme alle arbeidstagenes interesser (jf. Stephens 1979:396; Huber & Stephens 2001:25).

¹⁰⁰ For utligger eksklusjon er effekten signifikant ($p < 0.007$).

Siden vi i våre modeller har estimert effekten av proporsjonalitet som om den er lineær, tester vi om det er finnes en mulig terskel hvor proporsjonalitetsmålet begynner å utvise den antatte positive effekten. Vi finner at når vi legger til proporsjonalitetsmålet opphøyd i annen endrer dette ikke våre resultater. Koeffisientene har fortsatte negative fortegn om enn de ikke lenger er signifikante. Hvis vi bruker andelen seter i parlamentet istedenfor andelen kabinettposter for å operasjonalisere partistsyrke finner vi ingen signifikante effekter. Dette bekrefter viktigheten av faktisk representasjon i regjering for å kunne oppdatere ordningene (jf. Huber & Stephens 2001:55).

Landeksklusjon. For den generelle arbeidsledighetstrygd og driftsmodellene er både venstre og høyrepartimodellene robuste. Bortsett fra ved to tilfeller. Når Italia ekskluderes fra utvalget for høyrepartieffekten en signifikant effekt (når vi bruker Swanks partiklassifisering). Den langvarige konsekvensen av å få en regjering bestående av bare høyrepartier reduserer nå et lands gjennomsnittlige erstatningsrate med 5.98 % ($p < 0.07$), men konfidensintervallet er fortsatt ganske stort og inneholder 0 (-12.52/.55). Ut ifra resultatene kan vi ikke avvise nullhypotesen om ingen effekt.

For fagforeninger er effekten robust uansett hvilke land vi ekskluderer, men effekten svekkes ved eksklusjon av Storbritannia. En mulig forklaring på at effekten svekkes kan være ved hvordan arbeidsledighetssystemet i landet er strukturert. Innenfor den ikke-behovstestede delen av arbeidsledighetsprogrammet utbetales det en sum for alle arbeidere som kvalifiserer (i 2010 £65.45 i uken) som er over 25 år. Summen som utbetales er altså uavhengig av tidligere inntekt¹⁰¹. Muligheten for drift for høyinnteksgrupper blir da enda større siden lønnsvekst for en innteksgruppe ikke justeres for i utbetalingene. Dette betyr at effekten av pressgrupper for å justere utbetalingene for de ulike innteksgruppene blir viktigere og den mulige svekkelsen av fagforeningene ved eksklusjon av Storbritannia gir dermed mening. Det virker dermed fruktbart at konseptualisering av muligheten for drift må ta med hvordan ordningene er strukturert ulikt i forskjellige land. Selv om vi til nå har funnet at politiske institusjoner er viktig for om drift kan forekomme, ser vi også at effekten er avhengig av hvordan selve ordningen er strukturert. Effekten av maktressurser er dermed avhengige av det institusjonelle rammeverket de handler innenfor, som gjerne har vært strukturert gjennom tidligere perioders maktkamp som framhevet av Korpi (2001).

Jeg vil også her gi en rask kommentar til hvordan ekskluderingen av utliggere former våre resultater. Proporsjonalitetsvariabelen er ikke signifikant før vi ekskluderer utliggere (ca. 6% av utvalget) i modell 3-4. Koeffisientens fortegn endrer seg ikke av dette, men det gjør at vi ikke kan være like sikre på resultatene. Avindustrialiseringsvariabelens langvarige effekt er også avhengig av ekskludering av utliggere. Effekten er ikke signifikant før vi har ekskludert utliggere. I motsetning til de nevnte variablene så slutter

¹⁰¹ Hvis vi ser bort ifra at man må betale ca. 11 % av sin ukentlige lønn fra et minimum på £110 til et maksimum av £844 for å kvalifisere til programmet. Selvstendige næringsdrivende er ekskludert fra å delta i forsikringsdelen av systemet, men kan kvalifisere for en behovstestet ordning.

åpenhetsvariabelen å være signifikant når vi kontrollerer for utliggere. Dette viser at det er noen få verdier som driver signifikansen til estimatet.

4.3 Arbeidsledighetstrygd - Oppsummering

Her følger en rask oppsummering av våre resultater på arbeidsledighetstrygd. Venstrepartier er positivt forbundet med høyere erstatningsrate i arbeidsledighetstrygd både generelt og ved lønnsvekst. Samtidig viser deg seg at dette generelle mønsteret skjuler temporal variasjon. Venstrepartier har en negativ effekt på arbeidsledighetstrygd på 80 og 90-tallet sammenlignet med 70-tallet. Effekten av høyrepartier varierer sterkt i hvilken effekt de har på erstatningsraten. Vi har funnet at det hovedsakelig er sekulære høyrepartier som står for nedbygging i den postindustrielle periode. Katolske høyrepartier som CDU skiller seg dermed markant fra sekulære høyrepartier når det kommer det velferdsstatssjenerøsitet. Kristendemokratiske høyrepartier virker dermed å fortsette sin rolle som velferdsstatsprotagonister i den postindustrielle periode. Vi har ikke funnet noen tegn på at høyrepartier generelt har tatt i bruk drift som en strategi for nedbygging, men at drift antageligvis er en viktigere strategi på sosiale ordninger hvor brukergruppen er større. For fagforeninger har vi avdekket at det ikke er mobiliseringen av arbeidstagerne per se som er avgjørende, men i hvilken grad fagforeningene er sentralisert organisert. Sentraliserte fagforeninger er også avgjørende for oppdatering av arbeidsledighetstrygden ved lønnsvekst. Men antall vetopunkter har ingen direkte påvirkning på forekomsten av drift. Isteden har vetopunkter enn indirekte effekt, ved å innsnevre venstrepartienes handlingsrom til å oppdatere ved drift. Avindustrialisering har vist seg å ha en positiv effekt som antatt på erstatningsraten, men effekten er mindre robust for endringer i utvalget. Vi finner at teorien om at proporsjonale valgssystem skal ha mer sjenerøse velferdsordninger ikke blir bekreftet i våre resultater. Men denne effekten er bare signifikant etter utliggerekskludering. Vi har også funnet at antall vetopunkter ikke har noen direkte effekt på drift, men en betingende effekt ved å svekke venstrepartienes evne til å oppdatere velferdsordningene.

4.2 Privatisering

Til nå har vi studert maktressursteoriens evne til å forklare variasjon i sjenerøsitet over tid. Vi vil nå ta for oss maktressursteoriens evne til å forklare den økende tendensen til privatisering av risiko. I tabell 11 tester vi i hvilken grad maktressursteorien kan forklare utviklingen av bruken av private utgifter over tid. En signifikant Wooldridge-test ($p < 0.00$) og en visuell inspeksjon av restleddet viser at vi både har heteroskadsitet og autokorrelasjon i restleddet. En signifikant hausamanstest ($p < 0.00$) bekrefter at koeffisientene varierer signifikant mellom land. For å kontrollere for dette, følger vi strategien gjennomgått over. Modell 14 og 15 er her estimert med hetrogen lagstruktur for venstre- og høyrepartivariablene. Modellene 16 og 17 er feilkorreksjonsmodeller hvor vi har ekskludert forbigående effekter fra tabellen.

Tabell 11 Prais-Winsten (AR1) regresjon og faste effekter med private utgifter som avhengig variabel

	(14) FE	(15) FE	(16) ECM	(17) ECM
Venstre ^{het}	-0.0003 (0.0007)			
Høyre ^{het}		-0.0002 (0.0007)		
Venstre _{t-1}			-0.00004 (0.0003)	
Høyre _{t-1}				0.0002 (0.0002)
Fagforeninger _{t-1}	-0.03*** (0.01)	-0.03*** (0.01)	-0.005** (0.002)	-0.007** (0.003)
Proporsjonalitet	-0.2* (0.14)	-0.2 (0.14)	-0.05 (0.05)	-0.06 (0.05)
Valgdeltagelse	-0.006 (0.004)	-0.006 (0.004)	0.004*** (0.00160)	0.004** (0.001)
Arbeidsløshet _{t-1}	-0.006 (0.0149)	-0.005 (0.0150)	0.002 (0.00420)	0.001 (0.004)
Åpenhet _{t-1}	0.00239 (0.00274)	0.00253 (0.00275)	0.00059 (0.000965)	0.00015 (0.001)
Avindustrialisering _{t-1}	0.0168* (0.01)	0.0138 (0.01)	-0.00404 (0.003)	-0.0035 (0.003)
BNPvekst _{t-1}	-0.0127* (0.008)	-0.0132* (0.008)	-0.0142* (0.008)	-0.0124* (0.008)
65+ _{t-1}	0.244*** (0.03)	0.238*** (0.03)	0.0188** (0.008)	0.0239*** (0.008)
Private utgifter _{t-1}			-0.03*** (0.01)	-0.03*** (0.01)
<i>N</i>	427	427	440	439
<i>Rho</i>	.87	.87	.03	.03

Panelkorrigerede standardfeil i parentes. * $p < 0.15$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$. I modell 16-17 måles avhengig variabel i endring. ^{het} heterogen lagstruktur Alle utliggere over 1.5 standardavvik fra gjennomsnittet i den standardiserte residualen til modellene er ekskludert. Avhengig variabel i ECM-modellene måles i endring. Koeffisientene for de kortvarige effektene av variablene er ekskludert fra tabellen. Alle modellene er estimert med faste effekter.

Resultatene fra modellene 14-17 støtter maktressursteorien. Vi ser at fagforeninger har en sterk, negativ og robust effekt på private utgifter over alle modellene. Hvis vi kalkulerer den langvarige påvirkningen av en økning i fagforeningsstyrke på 5 (New Zealand 1986) i modell 17 innebærer dette en reduksjon på 0.10 % ($p < .03$) i private utgifter. Dette er en ganske reel effekt når vi ser den relativt til at bare 10 % av utvalget opplever en negativ endring over 0.10%. En svekkelse av fagforeningene er også preker for å åpne opp for private innslag. Den langvarige konsekvensen av en reduksjon i fagforeningsstyrke på -0.21 (gjennomsnittet i perioden) vil øke privatutgiftene med .04 % ($p < .03$). Tilbakegangen til fagforeningene er dermed avgjørende for å forstå økningen i privatisering. Samtidig ser vi at maktressursteoriens partiser ikke får støtte. For hverken venstrepartier eller høyrepartier, uansett om vi bruker en heterogen lagstruktur eller en homogen lagstruktur, finner vi noen signifikant effekt på privatisering. De langvarige effektene i modell 16-17 er heller ikke signifikante. Samtidig ser vi at effekten av høyrepartiene ikke er robust over de ulike modellspesifikasjonene. I modell 15 har høyrepartiene en negativ effekt, men når vi skiller mellom den langvarige og den kortvarige effekten i ECM-modellen får høyrepartiene en positiv effekt som antatt.

Vi ser at tidligere nivåer av private utgifter er signifikant forbundet med endring i den nåværende perioden i ECM-modellene. Koeffisienten sier oss at den avhengige variabelen har en saktegående rekalkibreringsrate. Et år etter et «sjokk» vil den avhengige variabelen bare ha returnert til sitt likevektspunkt med en fart på 3 %. Implikasjonen av dette er at når kjører modeller hvor vi bare estimerer de umiddelbare permanente effektene (14-15) er muligheten for at vi overdriver denne effekten stor (jf. Scruggs 2007:13). Hovedsakelig fordi de kortvarige effektene tar så lang tid å kanselleres ut. De blir dermed feilestimert som permanente og ikke forbigående effekter. Igjen velger vi derfor å stole mer på ECM-resultatene enn på fasteffekt-resultatene.

Når vi kommer til kontrollvariablene, ser vi at graden av proporsjonalitet har en negativ, men ikke signifikant effekt over de fleste av modellene våre. Effekten er bare så vidt signifikant i modell 14. Økt valgdeltagelse har en ikke-signifikant negativ effekt i modellene 14-15, mens i ECM modellene har koeffisienten snudd retning og blitt sterkt signifikant. Forskjellen kommer av at vi har skilt mellom den kortvarige effekten av økt valgdeltagelse (som viser seg er å midlertidig svekke et lands privatutgifter), og den langvarige effekten av økt valgdeltagelse. Sistnevnte viser seg å isteden drive opp bruken av private utgifter. En oppgang i valgdeltagelsen på 17.5 (USA 1993) øker privatutgiftene med 1.8 % over tid. En substansiell økning all den tid bare 3 av 18 land har en økning over dette. Dette ser ut til å gå imot tesen om at økt valgdeltagelse gjør at de fattige får en sterkere politisk representasjon, som de igjen skulle kunne bruke til å presse gjennom omfordeling i det politiske systemet. Siden vi har funnet støtte for at private utgifter i liten grad leder til omfordeling er dette en svekkelse av teorien. Når det kommer til graden av avindustrialisering ser vi ingen signifikant effekt over noen av modellene. Den langvarige effekten er heller ikke signifikant. Dette betyr at om enn avindustrialisering utgjør en utfordring for de som må krysse ferdighetsbarrierene ved overgangen til tjenestesamfunnet, leder avindustrialisering ikke til at aktørene i disse sektorene tar i bruk private løsninger for å sikre seg mot ferdighetstap. Dette gir indirekte støtte til avindustrialiseringstesen om at det nettopp er staten som har måtte spille en avgjørende rolle i å både være garantist for de som er utsatt for et slikt ferdighetstap, men også ved å steppe inn å kompensere de som taper på utviklingen. Vi ser videre at graden av økt handelsåpenhet ikke har noen signifikant effekt. Dette betyr at vi ikke finner støtte for at økt internasjonal konkurranse leder til en økt grad av usikkerhet hos individer som dermed bruker private velferdsordninger som en sikkerhetsbuffer.

Når vi kommer til effekten av arbeidsløshet, graden av eldre i befolkningen, og BNP-vekst er det viktig å huske at disse variablene som tidligere nevnt har en automatisk effekt på utgiftsmål siden de to første målene i noen grad måler brukergruppen av ordningene, mens sistnevnte er nevneren til avhengig variabel. Med det i mente ser vi at når vi sidestiller arbeidsløshet og eldre variablene er det bare sistnevnte som oppviser en signifikant positiv effekt. Den langvarige effekten ved bare en prosentøkning av andelen av befolkningen over 65 øker de private utgiftene med 0.69%. Dette kan tolkes ditt hen at en viktig faktor i å forklare den generelle *økningen* av private utgifter er den økende gruppen med eldre som enten har private midler til å kjøpe private ordninger ved siden av det offentlige tilbudet, eller ikke finner de

offentlige ordningene utbygd nok til å tjene deres behov. Det vil også være en naturlig konsekvens av at OECD koder statsansatte pensjoner som private utgifter (OECD 2007).

4.21 Privatisering - Periodeeffekter

I tabell 12 tester vi maktressursteoriens forklaringskraft over forskjellige tidsperioder. Som framhevet tidligere er det viktig nettopp å teste for slike periode-effekter grunnet påstanden om at maktressursteoriens forklaringskraft er temporalt betinget (jf. Pierson 1996). For å gjøre dette har vi laget et interaksjonsledd med parti, fagforeningsvariablene og et sett med periodedummyer - som gjort tidligere. Dette gjør at partivariablene og fagforeningsvariablene nå skal tolkes som effekten til variabelen over den tidsperioden som ikke er inkludert blant dummyvariablene. I tabell 12 ser vi resultatene fra tre ECM-modeller (18-20) hvor vi i hver modell har testet om effekten til partiene, eller fagforeningene, har endret seg relativt til referanseperioden. I andre delen av tabellen har vi inkludert de respektive variabelers totale effekt. For å gjøre presentasjonen enklere er kontrollvariablene og tidsdummyene utelatt.

Vi ser at effektene til partivariablene og fagforeningsvariablene utviser temporal variasjon. Venstrepartier har en signifikant effekt både på 1980-tallet og 2000-tallet, men at denne forsvant på 1990-tallet. Viktigere er dog endringen i variabelens effekt. Vi ser her at venstrepartiene på 1980-tallet hadde en negativ effekt på private utgifter, men at denne effekten snur på 90-tallet. For så å få en signifikant positiv effekt på 2000-tallet. De substansielle implikasjonene av disse funnene blir klarere når vi ser på de langvarige effektene. Her ser vi at den negative effekten for 1970 ikke blir signifikant, men at den langvarige effekten av å ha et kabinett med bare venstrepartier på 2000-tallet gir en økning på 2.3% i private utgifter. Venstrepartier har altså gått fra en ustabil permanent negativ effekt på 1970-tallet til en positiv signifikant effekt på 2000-tallet.

Sverige kan virke som illustrerende kasus. Når sosialdemokratene vant valget i 1982 var det med en generell forståelse om at det offentlige budsjettet ikke kunne vokse i enda større grad relativt til BNP (Huber & Stephens 2001:241). Dette, koblet med Olof Palmes overbevisning om at velgerflukten på 1970-tallet var forbundet med en generell misnøye i befolkningen til det statlige byråkratiet, lå under at sosialdemokratene la til rette for konkurranse mellom private og statlige aktører i velferdsstaten (Clayton & Ponutsson 1998; Huber & Stephens 2001:245-6; Klitgaard 2007:183). Dette resulterte i at man åpnet opp for private innslag. Private aktører, både i skole, helsesektoren og private barnehager ble akseptert. En kanskje viktigere faktor var at man også økte den obligatoriske komponenten i privatutgiftene. Ved å dytte deler av kostnadene ved førtidspensjon, sykedager¹⁰² og uføretrygd over på arbeidsgiverne økte man også andelen privatutgifter i systemet. Private pensjonsplaner økte også på 1980-tallet som en reaksjon på mer gunstige skatteregler (Olsson 1990:266-267). Det nederlandske arbeiderpartiet PvdA gjennomførte lignende reformer i 1996 som også forårsaket en storstilt privatisering av sykeforsikringsordningene (Huber & Stephens 2001:284). Sosial demokratiske partier er altså etter 1990 forbundet med økt

¹⁰² Denne ble gjennomført av de konservative, men med støtte fra sosialdemokratene (Huber & Stephens 2001:248).

privatutgifter, og kutt i arbeidsledighetstrygd. Dette viser at partipolitikken har endret seg i den postindustrielle periode.

Tabell 12 Privatisering og periodeeffekter. Prais-Winsten regresjon (Arl) med faste effekter

	(18)	(19)	(20)
Venstre _{t-1}	-0.0007* (0.0004)		
Venstre1990	0.0004 (0.0005)		
Venstre2000	0.001* (0.0006)		
Fagforeninger _{t-1}		-0.005 (0.008)	
Fagforeninger1990		-0.005* (0.003)	
Fagforeninger2000		-0.002 (0.003)	
Høyre _{t-1}			0.0008** (0.0003)
Høyre1990			-0.0007* (0.0004)
Høyre2000			-0.0008* (0.0005)
Tottal effekt			
Venstre _{t-1}	-1.664 (1.19)		
Venstre1990	1.054 (1.26)		
Venstre2000	2.371* (1.55)		
Fagforeninger _{t-1}		-0.840 (1.30)	
Fagforeninger1990		-0.733* (.39)	
Fagforeninger2000		-0.231 (.40)	
Høyre _{t-1}			1.80* (1.002)
Høyre1990			-1.59* (1.039)
Høyre2000			-1.871 (1.39)

Modellene over er estimert med samme kontrollvariabler og spesifikasjoner som modellene 16-17. De langvarige effektene er estimert ved Stata's NLCOM-kommando. Effekten til partivariablene er estimert for en full høyre eller venstregering (100 % av alle kabinettposter). Fagforeningseffekten er estimert med gjennomsnittet for de respektive periodene. Panelkorrigerede standardfeil står i parentes. * $p < 0.15$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$ Panelkorrigerede standardfeil i parentes. * $p < 0.15$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$ Alle utliggere over 1.5 standardavvik fra gjennomsnittet i den standardiserte residualen til modellene er ekskludert.

Når vi ser på fagforeninger finner vi at selv om effekten ikke er signifikant på 80-tallet og 2000-tallet, så oppviser fagforeningene en signifikant negativ effekt på 1990-tallet. Fagforeninger har altså i denne

perioden en signifikant sterkere negativ effekt på private utgifter enn de hadde på 80-tallet. Høyrepartiene utviser en temporal variasjon motsatt av den vi så for venstrepartiene. Fra å ha en positiv effekt på 1980-tallet til å ha en negativ effekt på 1990-tallet som vedvarer til 2000-tallet. Dog er det i den siste perioden ikke lenger den langvarige totale effekten signifikant. Vi ser også at de totale langvarige effektene for en regjering hvor alle kabinettpostene er besatt av høyrepartier for de to signifikante periodene nesten kansellerer hverandre ut.

Tilsynelatende får Paul Piersons påstand om endrede partieffekter i den postindustrielle periode støtte av våre resultater. Både for venstrepartiene og for høyrepartiene finner vi signifikant endring av effekt ved inngangen til 1990-tallet. Hvor man før denne perioden kan observere en effekt i retningen av det man skulle antatt gitt maktressursteorien, for så å få en reversering av effektene. Et lignende mønster som vi så for venstrepartiene på arbeidsledighetstrygd. Dette betyr at de ulike partifamilienes preferanser for private ordninger har endret seg, men ikke at partier er uviktige. Som vi ser av modellene over, gir venstre og høyrepartiene fortsatt opphav til signifikant forskjellig effekt over perioden. Så, «parties still matter» for å parafrasere Allan og Scruggs (2004). Samtidig operer de ikke på samme måte som vi tradisjonelt har teoretisert når det kommer til bruk av private utgifter. Ny-politikkens antagelser om at strukturelle endringer har gjort at partier ikke lenger kan spille en avgjørende rolle i velferdsstatsutvikling finner ikke støtte i våre resultater. På 2000-tallet utvidet venstre privatutgiftene mer enn høyrepartiene. En mulig forklaring på den relativt sterke venstreeffekten er muligheten for en «Nixon goes to China» logikk. Ross (2000:162) mener sosialdemokratens sakseierskap til velferdsstaten som gir sosialdemokratiske partier større spillerom enn andre partier på sosialpolitikken. Hovedsakelig fordi velgerne er mindre mistroiske til venstrepartier når det kommer til velferdsstatspolitikk. Siden de ser venstrepartiene som velferdsstatens arkitekter. Venstrepartiene får dermed større spillerom for reform enn høyrepartiene, som isteden blir sett på med mistro grunnet deres tradisjonelle rolle som velferdsstatsmotstandere. Dette forklarer samtidig ikke hvorfor venstre- og høyrepartiene har endret effekt på privatisering.

For å teste om det er økonomiske sjokk som ligger under endringen i partieffekter estimerer vi partieffektene med interaksjonsledd til arbeidsledighets, økonomisk vekst og handelsåpenhetsvariablene. Vi finner i motsetning til i arbeidsledighetstrygdmodellene at partieffektene endrer effekt ved økonomiske sjokk. Endringer i arbeidsledigheten fra 0 til 2 % leder venstrepartier til å ekspandere privatutgifter. Dette er en sterk effekt all den tid gjennomsnittlig arbeidsledighet ligger rundt null¹⁰³. Venstrepartier bruker videre ikke private midler som løsning ved store sjokk i økonomien. Over 2 prosent økning er effekten ikke signifikant. Den viser seg at den sterkeste faktoren i å skyve venstrepartier i den postindustrielle-perioden er graden av handelsåpenhet. Venstrepartier i økonomier med en skår over 90 på handelsåpenhetsvariablen utviser en sterk positiv effekt på privatisering. Den langvarige effekten ved den høyeste verdien i vårt utvalg (184) er på 0.9 % ($p < 0.01$). Høyrepartiene blir verken betinget av

¹⁰³ Gjennomsnittet i perioden er 0.78.

arbeidsledighet eller handelsåpenhet, men ved negativ utvikling i BNP får høyrepartier en signifikant positiv effekt på privatisering. Oppsummerende ser vi at partieffektene på privatisering blir tydelig påvirket av økonomiske strukturer eller sjokk. Hvor spesielt venstrepartier blir påvirket av økonomisk globalisering som de igjen har møtt ved å ekspandere private utgifter¹⁰⁴. Dette går imot Garret & Langes (1991) funn at venstrepartier reagerer på den økende risiko ved høy handelsåpenhet ved å ekspandere statlige velferdsordninger.

Funnene over peker på at det er vanskelig å si at de ulike partifamiliene har stått for en enhetlig velferdsmodell. Vi finner ingen generell effekt over perioden vi studerer, og når vi isteden fokuserer på de temporale effektene finner vi som vist over, en sterk variasjon både i effekt og signifikans. Dette er i motsetning til Esping-Andersens (1990) påstand om at venstrepartier (høyrepartier) hovedsakelig står for en velferdsmodell hvor private ordninger blir ekskludert (inkludert)¹⁰⁵. Styrken til fagforeningene viser seg isteden å være den avgjørende forklaringsfaktoren.

4.22 Privatisering - robusthetstesting

I resten av privatiseringsdelen vil vi nå robusthetsteste våre funn. Vi følger samme strategi som brukt tidligere i oppgaven. Vi finner at våre substansielle resultater er robuste.

Alternative avhengige variabler. Når vi bruker andelen private utgifter relativt til offentlige utgifter i prosent av BNP finner vi at venstrepartiene nå har en signifikant negativ effekt. Endringen i venstrepartieffekten innebærer at venstrepartiene, samtidig som de ekspanderte privatutgiftene, ikke ekspanderer mer enn de offentlige utgiftene. Høyrepartiene har ingen lignende positiv effekt. Samtidig er det viktig å framheve at effekten av venstrepartier på handelsåpenhet også holder her. Estimerer vi den langvarige effekten, er den positiv og signifikant. Videre finner vi at fagforeningseffekten ikke er robust. Effekten har et negativt fortegn, men blir aldri signifikant. Dette tyder på at selv om fagforeninger generelt er mot private ordninger, er de ikke for en utvidelse av de offentlige utgiftene samtidig. Både aldring av befolkningen og valgdeltagelseskoeffisientene er robuste, mens avindustrialiseringsvariabelen får nå en signifikant negativ effekt ($p < 0.04$). Noe som er å forvente da Cusack & Iversen (2000) viser at avindustrialisering leder til en ekspandering av offentlige utgifter.

Alternative uavhengige variabler. Våre resultater er robuste for å bruke Armingeons m.fl.(2012) alternative partiklassifikasjoner. Vi finner at ingen av de to komponentene i vårt fagforeningsmål alene utviser noen

¹⁰⁴ Det viser seg også at denne effekten holder hvis vi bruker størrelsen av de private relative til de offentlige utgiftene som avhengig variabel. Venstrepartier ekspanderer altså private utgifter til og med i større grad enn de ekspanderer offentlige utgifter ved økonomisk globalisering.

¹⁰⁵ Hvis vi følger tesen om at maktressursene til fagforeningene og sosialdemokratiske partier vil være gjensidig forsterkende (jf. Esping-Andersen & Kersbergen 1992) burde det være slik at fagforeningene lettere får gjennom sin politikk når sosial demokratiske regjeringer sitter i posisjon. for å teste dette kjører vi en modell (basert på modell 16) med interaksjonsledd mellom venstrepartivariabelen og fagforeningsvariabelen. Ved en inspeksjon av marginaleffekten til fagforeninger finner vi det motsatte. Den negative marginaleffekten til fagforeninger svekkes jo høyere andelen av kabinettpostene i regjeringen som holdes av venstrepartier.

signifikant effekt på privatisering. Dette framhever at når det kommer til privatisering, er det ikke medlemsmassen eller graden av sentralisering i og for seg som er avgjørende, men nettopp i hvilken grad medlemsmassen operer innenfor en sentralisert fagforeningsstruktur. Dette gir støtte til vår operasjonalisering av fagforeningsstyrke.

Landeksklusjon. Når vi ekskluderer ett og ett land for å teste landavhengigheten til våre ECM-modeller finner vi at våre både våre partieffekter og fagforeningseffekter er robuste, uansett hvilke land som er med i analysen. Gjennomgående er de substansielle resultatene fra modell 9-10 robuste uavhengig av utvalg.

4.23 Privatisering - oppsummering

For å oppsummere finner vi at våre antagelser om at venstrepartier skal stå for mindre og høyrepartier skal være forbundet med en økning av privatutgifter ikke finner støtte i våre resultater. Venstrepartier ekspanderte i slutten av vår periode privatutgifter i større grad enn andre partier. Selv om vi ser at venstrepartiene generelt har ekspandert de statlige utgiftene mer enn de private, finner vi at ved et høyt nivå av økonomisk globalisering ekspanderer venstrepartiene private utgifter mer enn de statlige utgiftene. Fagforeninger viser seg å ha en robust negativ effekt på privatutgifter. En effekt som er konstant for hele perioden vi har data for. Dette viser at maktressursteorien som helhet har problemer med å forklare tendensen til privatisering av risiko i OECD-stater. Vi skal nå teste i hvilken grad maktressursteorien kan forklare graden av behovsprøving i den postindustrielle periode.

4.3 Behovsprøving

Strategien valgt for å analysere graden av behovsprøvde sosialutgifter er ulik den vi har brukt i de tidligere modellene. Dette reflekterer i noen grad at vi her både har et mindre utvalg når det kommer til land (fra 18 til 12 land), men også at vi bare har data fra perioden 1990-2009. Dette gjør at en modell med faste effekter vil ha en skjevhet på 0.08 ($1/T = 1/12$) i våre estimater som vist av Nickell (1981) ved inkludering av en lagget avhengig variabel på høyreside i regresjonsligningen (jf. Plumper m.fl 2005; Beck & Katz 2011:342). Denne skjevheten er ikke alvorlig i en modell hvor T er ganske stor, men under 20 begynner den å bli et problem. Vi velger derfor å ekskludere de faste effektene fra modellene på behovsprøvningsvariabelen. Vår avgjørelse støttes av en ikke-signifikant hausmanstest. Siden vi fortsatt har både heteroskadisitet og autokorrelasjon (signifikant Wooldridge test) fortsetter vi å bruke AR1 korreksjon av residualene og panelkorrigerede standardfeil. Som i de tidligere ECM-modellene ekskluderer vi koeffisientene for de kortvarige effektene fra tabellen.

Tabell 13 Prais-Winsten regresjon (AR1 korleksjon) med sosialutgifter på behovsprøving som avhengig variabel

Modell Type	(21) AR1	(22) AR1	(23) ECM	(24) ECM
Venstre ^{het}	-0.001** (0.0007)			
Høyre ^{het}		0.001* (0.0009)		
Venstre _{t-1}			0.00008 (0.0002)	
Høyre _{t-1}				0.0002 (0.0002)
Fagforeninger _{t-1}	-0.05*** (0.006)	-0.05*** (0.007)	-0.003*** (0.001)	-0.004*** (0.001)
Arbeidsledighet _{t-1}	0.05*** (0.01)	0.06*** (0.02)	-0.001 (0.004)	-0.003 (0.004)
Åpenhet _{t-1}	0.003 (0.002)	0.004* (0.002)	0.002*** (0.0004)	0.002*** (0.0004)
Avindustrialisering _{t-1}	-0.04** (0.02)	-0.03* (0.02)	-0.02*** (0.004)	-0.02*** (0.004)
BNPvekst _{t-1}	-0.03*** (0.01)	-0.03** (0.01)	-0.04*** (0.007)	-0.04*** (0.008)
65+ _{t-1}	-0.1*** (0.03)	-0.1*** (0.03)	0.0009 (0.007)	0.004 (0.008)
Proporsjonalitet	-0.18 (0.2)	-0.19 (0.2)	-0.17*** (0.06)	-0.15** (0.06)
Valgdeltagelse	-0.03*** (0.007)	-0.02*** (0.007)	-0.002 (0.002)	-0.002 (0.002)
Behovsprøving _{t-1}			-0.04*** (0.01)	-0.04*** (0.01)
N	192	189	184	186
Rho	.83	.86	.24	.20

Panelkorrigerede standardfeil i parentes. * $p < 0.15$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$. I modell 3-4 måles avhengig variabel i endring. ^{het} heterogen lagstruktur Alle utliggere over 1.5 standardavvik fra gjennomsnittet i den standardiserte residualen til modellene er ekskludert. Avhengig variabel i ECM-modellene måles i endring. Koeffisientene for de kortvarige effektene av variablene er ekskludert fra tabellen

Funnene i tabell 13 når det kommer til implikasjonene fra maktressursteorien følger noe samme mønster som de vi observerte for privatiseringsmodellene. Den viktigste forskjellen er at vi her får signifikante effekter i modellene 21-22 med de heterogent laggede partivariablene. Effekten er også i antatt riktig retning. Ser vi bare på disse resultatene får vi støtte til at venstrepartier har foretrukket mindre behovsprøvde ordninger, mens høyrepartier i større grad har vært positive til slike ordninger. Dette ville kunne bekrefte maktressursteoriens tese om at våre ulike partifamilier har foretrukket ulike velferdsmodeller, hadde det ikke vært for at vi ser at denne effekten ikke er robust i ECM-modellene. I modell 23-24 ser vi at effekten ikke er signifikant og at høyrepartivariablen nå har byttet fortegn. Når vi kalkulerer de langvarige effektene viser det seg at disse også er langt fra signifikante. Denne forskjellen kan skyldes at ECM-modellen bruker en uniform lagstruktur og at avhengig variabel måles i endring i motsetning til nivåer som i modellene 21-22. Noe som igjen gjør at nivåforskjellen mellom land ikke kommer med i ECM-modellen. Samtidig framhever vi igjen hvordan forbigående endringer kan bli feilestimert som langvarige i en saktegående serie. Vi ser på rekalkibreringsraten til den laggede avhengige

variabelen at den vender tilbake til sitt likevektspunkt med 4% prosent hvert år i modell 23-24. Dette bekreftes også av en Rho nær 1 i modell 21-22 (Beck & Katz 1996). Med en så liten rekalkibreringsrate vil kortvarige endringer kunne bli feil-estimert som langvarige effekter. Vi stoler derfor mye mer på våre resultater i ECM modellene med en så lav rekalkibreringsrate. Når vi estimerer den totale effekten av en full høyregering finner vi at konfidensintervallet faller mellom 1 og -1. Det er altså like stor sannsynlighet for en negativ som for en positiv effekt. Uansett, effekten er ikke robust over de ulike modellspesifikasjonene og dette svekker derfor validiteten til våre funn når det kommer til partivariablene¹⁰⁶.

Vi ser at fagforeninger utviser en signifikant negativ effekt på graden av utgifter til behovsprøvde ordninger, som maktressursteorien antar, i alle modellene. Kalkulerer vi den totale permanente effekten av å oppleve en endring på 2.1 som Norge (2003) vil dette over tid reduserer graden av behovsprøvde utgifter med -0.2 % ($p < 0.001$). Dette utgjør et standardavviks endring i avhengig variabel, og intet land har en gjennomsnittlig endring over dette i perioden. En svekkelse av fagforeningsstyrke på -5 (Danmark 2004) vil over tid øke graden av behovsprøvde utgifter med 0.27 %. Vi ser også at denne effekten er robust over alle modellspesifikasjonene. Fagforeninger er dermed en viktig faktor i å redusere graden av behovsprøvde utgifter. Vi tester også om det er slik at fagforeningenes effekt styrkes der sosialdemokratene har regjeringsmakt (Esping-Andersen Kersbergen 1992). For å studere dette kjører vi modell 16 med et interaksjonsledd mellom fagforeninger og venstrepartier (ikke vist). Vi finner at den negative effekten av fagforeninger svekkes jo flere ministerposter venstrepartiene holder i regjering. Der hvor venstrepartiene har sittet alene i regjering er effekten av en økning i fagforeningsstyrke redusert fra -0.13 til -0.05 ($p < 0.001$). Dette gir en indikasjon på at venstrepartiene, istedenfor å styrke effekten av fagforeninger, har en negativ effekt på fagforeningers evne til å påvirke sosialpolitikken. Dette framhever at venstrepartiene og fagforeningene kan ha diametralt forskjellige policy-preferanser, og trekker i tvil antagelsen om at «trade union strength is empirically substitutable by party strength» (Esping-Andersen 1990:112).

Når det kommer til kontrollvariablene ser vi at BNP-vekst har en negativ effekt som antatt, men denne er lite interessant gitt variabelens funksjon som nevner. Det er mer interessant å se at handelsåpenhet leder til en økning av behovsprøvde utgifter. Den totale langvarige effekten av handelsåpenhet kalkulert med Sveriges gjennomsnitt for perioden leder til en økning i behovsprøvde utgifter på 4.2% ($p < 0.001$). Vårt resultat støtter opp om kompensasjonshypotesen om globalisering, men det gir oss også en indikasjon på at de som krever kompensasjon for globaliseringens effekter er spesifikke svake grupper. Dette er et meget interessant funn som krever videre studier for å etablere hvilke mulige grupper dette kan være.

¹⁰⁶ Vi tester også om partiene kan være betinget av det handlingsrommet de handler innfor ved å kjøre modellene 23-24 med interaksjonsledd mellom partivariablene og Huber & Stephens (2001) mål på institusjonelle begrensinger og Schmidts (1996) indeks for begrensinger på utøvende makt. Når vi plotter marginaleffektene av disse interaksjonene (ikke vist) finner vi ingen signifikante resultater.

Gitt hypotesen om at avindustrialisering leder til inntektssikring for personer med spesialiserte ferdigheter, kunne man anta at denne prosessen ville kunne lede til en ekspansjon av behovsprøvde ordninger. Dette fordi slike ordninger vil kunne fokusere på disse arbeiderne uten at man trenger å gi inntektssikring til de arbeiderne som ikke trenger å gjøre en slik investering i spesialiserte ferdigheter. Det er i hvert fall vanskelig å argumentere for hvorfor avindustrialisering vil lede til en universalistisk velferdsstat, da et slikt argument ville innebære at de med spesialiserte ferdigheter skulle betale for sosial forsikring for de som ikke er i samme arbeidslivssituasjon som dem selv. Vi ser at dette mønsteret ikke framtrer i noen av våre modeller. Isteden har avindustrialisering en negativ effekt i modell 23-24 når det kommer til å forklare utgifter til behovsprøvde ordninger. Disse funnene viser behovet til avindustrialiseringstenes om å videre spesifisere mekanismen som gjør at avindustrialisering leder til universelle ordninger, eller i hvert fall å forklare hvorfor avindustrialisering ikke skulle lede til behovsprøvde ordninger. En mulig forklaring på dette mønsteret er lansert av Carnes & Mares (2011) som mener forklaringen ikke ligger i risiko forbundet med spesialiserte ferdigheter, men arbeidsmarkedsstatus. I det industrialiserte samfunn kunne forskjellige yrkesgrupper forankre sosiale ordninger opp til sitt yrke, og stabile arbeidsrelasjoner gjorde at dette var en sikker ordning. Ved bortgangen av det industrialiserte samfunnet mistet også de yrkesrelaterte sosiale ordningene sin viktige plass. Hovedsakelig på grunn av økte ustabile arbeidsrelasjoner. Muligheten for brede koalisjoner for en universalistisk sosialpolitikk blir dermed mulig på tvers av yrkesgrupper. En slik forklaring støttes i våre funn, men det ville kreve en omformulering av teorien til Cusack & Iversen.

Når det kommer til økt valgdeltagelse, så ser vi at denne har en signifikant negativ effekt i modell 21-22, men i ECM-modellen blir effekten ikke lenger signifikant. Dette kan ved første øyekast virke avkrefte på teorien om at valgdeltagelse bør lede til økt omfordeling. Samtidig må resultatet sees relativt til at vi har funnet en negativ sammenheng mellom nettopp graden av omfordeling og utgifter til behovsprøvde ordninger. I lys av dette burde våre funn støtte til teorien, hvis man godtar resultatene. Aksepterer man denne slutningen gjelder tolkningen også for de signifikante negative funnene for økt grad av proporsjonalt valgssystem. Våre funn støtter den antatte mekanismen i proporsjonalitetstenes til Persson & Tabellini (2000)¹⁰⁷, hvor viktigheten av å vinne majoriteten i avgjørende valgdistrikt (i motsetning til elektoratet som helhet) gjør at man får geografisk fokuserte sosiale ordninger og en lavere forekomst av universalordninger¹⁰⁸. Forekomsten av behovsprøvde ordninger burde dermed være mindre i proporsjonale systemer enn i majoritetssystemer. Iversen & Soskices (2006) sitt argument bygger på at partieffekter blir mer framhevet i PR-systemer - siden det er forekomsten av venstrepartier i PR-systemene

¹⁰⁷ Konsekvensen for Persson, Roland og Tabellini (2007) og deres teori om at proporsjonale systemer er mindre klar. De mener at proporsjonale systemer lede til mer koalisjonsregjeringer som igjen leder til konkurranse innad i regjeringen om å tilby mest til deres kjernevelgere. En enkel tolkning av denne teorien vil kunne hevde at man nettopp burde observere mer behovsprøvde utgifter fordi denne tillater regjeringspartiene å fokusere på sine egne eksklusive grupper.

¹⁰⁸ En alternativ tolkning er at siden proporsjonale systemer leder til koalisjoner mellom venstre- og sentrumpartier, kan ikke venstrepartiene fokusere på eksklusive ordninger for sine egne interessegrupper.

som leder til mer omfordeling og ikke PR-systemet i seg selv. Vi tester dette ved å lage interaksjonsvariabler mellom partivariablene og proporsjonalitetsmålet vårt. Vi finner ingen signifikante effekter når vi plotter margineffektene (ikke vist). Det virker dermed som at det ikke er partieffekter som gjør at PR-systemer har mindre behovsprøvde ordninger enn majoritetsystemer (se også Lupu & Pontusson 2008).

Det interessante med våre funn er at de peker på at når vi kontrollerer for valgsystem og fagforeninger så har ikke venstrepartier lenger noen signifikant effekt på behovsprøvde ordninger. Dette trekker i tvil Rothsteins (1998;2001) og Esping-Andersens (1990) tese om at det er sosialdemokratiske partier i seg selv som innfører universalistiske ordninger. Samtidig er det viktig å framheve behovet for å teste disse funnene på et større datasett hvor vi har mer variasjon på partisystemvariabelen.

4.31 Behovsprøving - Periodeeffekter

I tabell 13 tester vi om parti og fagforeningsvariablene våre fra ECM-modellene i tabell 12 endrer seg over tid. Dette gjøres på samme måte som tidligere og tolkes på samme måte.

Tabell 14 Behovsprøving og periodeeffekter. ECM-modell med Prais-Winsten regresjon (Ar1)

	(25)	(26)	(27)
Venstre _{t-1}	0.0003 (0.0003)		
Venstre2000	-0.0006 (0.0004)		
Høyre _{t-1}			0.00004 (0.0003)
Høyre2000			0.0006 (0.0004)
Fagforeninger _{t-1}		-0.0029** (0.001)	
Fagforeninger2000		-0.001 (0.001)	
Tottal Effekt			
Venstre _{t-1}	-.01 (.01)		
Venstre2000	-.01 (.01)		
Høyre _{t-1}	.0009 (.008)		
Høyre2000	.013 (.01)		
Fagforeninger _{t-1}	-.07*** (.02)		
Fagforeninger2000	-.03 (.02)		
N	184	183	187

Panelkorrigerede standardfeil står i parentes. * $p < 0.15$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$ Modellene over er estimert med samme kontrollvariabler og spesifikasjoner som modellene 23-24. De langvarige effektene er estimert ved Stata's NLCOM-kommando. All utligger over 1.5 standardavvik fra gjennomsnittet i den standardiserte residualen til modellene er ekskludert.

Resultatene fra periodemodellene bekrefter våre tidligere funn. Høyre og venstrepartier ser ikke ut til å ha en signifikant effekt på graden av utgiftene til behovsprøvde ordninger. Selv om vi ser at koeffisientene til

de totale langvarige effektene er i antatt retning, er resultatene ikke-signifikante. Fagforeninger viser seg å ha en sterk langvarig påvirkning på 1990-tallet sett forhold til 2000-tallet. Resultatene fra de generelle modellene er altså robuste for endringer over tid.

Som nevnt tidligere kan vi miste av syne viktige partieffekter når vi tar i bruk mål som aggregerer utgifter over forskjellige deler av velferdsstaten. Selv det målet vi har brukt hittil for å måle graden av behovsprøving har den svakhet at målet er et resultat av graden av behovstesting over alle velferdsprogrammene. Vi kjører dermed modellene 23-24 med behovsprøvd utgifter på arbeidsledighetstrygd som avhengig variabel. Vi finner da at venstrepartier har en positiv og signifikant langvarig effekt på økt behovsprøving. En venstreregjering er her forventet å ha en langvarig effekt på 0,3 %, mens fagforeninger fortsatt utviser en negativ effekt¹⁰⁹. Høyrepartier derimot ser ut til å kjempe imot innføringen av behovsprøvd arbeidsledighetstrygd. De utviser en signifikant og negativ langvarig effekt på -0,25 %¹¹⁰. Det kan derfor virke som om sosialdemokratiske partier er mer interessert i å kjempe for bestemte typer av velferdsordninger (arbeidsledighetstrygd) enn de er i hvordan ordningene til slutt organiseres (universalistisk eller behovsprøvd).

Preferansen til de sosialdemokratiske partiene kan illustreres ved å henvise til utviklingen i Danmark på andre velferdsstatsprogrammer etter 1970. Her stod sosialdemokratene for økt behovsprøving i pensjonssystemet (1993) og barnetrygden (1977,1980) (jf Green-Pedersen 2003). Ved barnetrygdreformen stemte faktisk høyrepartiene imot forslaget om behovsprøving av utbetalingene. Green-Pedersen (2003:114) forklarer dette med hvordan sosialdemokratene fulgte en tankegang om at hvis det var slik at man skulle gjennomføre kutt, var det best om disse ble plassert på de som minst trengte ordningene. Slik sett utgjorde reformene en «Socially responsible way of making cutbacks» (Green-Pedersen 2003:116). På denne måten følte man at kuttene som ble gjort ikke traff urettferdig. Mangelen av en generell effekt på behovsprøving kan også illustreres av vårt danske kasus. Det danske sosialdemokratiske partiet, samtidig som de gjennomførte behovsprøvd ordninger, var også med på å gjennomføre (og gjeninnføre) universalistiske ordninger. Både når det kom til stipender til studenter og hjemmehjelp for eldre (ibid). Dette illustrerer vanskeligheten av å snakke om at de ulike politiske partiene har stått for en koherent politisk posisjon på velferdsstatens institusjonelle utforming.

Våre resultater viser at venstrepartier ser ut til å ha en større affinitet til forskjellige velferdsordninger (arbeidsledighetstrygd), enn de har til hvordan ordningene struktureres. Når de sosialdemokratiske partiene kommer i posisjon og opplever budsjettpress kan de ty til reformer i retning økt behovsprøving, uten å gjøre kutt som de selv føler går imot deres ideologi. Sluttproduktet kan bli at sosialdemokratiske regjeringer gjennomføre reformer med den intensjon å ikke redusere graden av omfordeling, samtidig som

¹⁰⁹ De andre substansielle implikasjonene er de samme som fra modellene 23-24.

¹¹⁰ Effekten blir ikke signifikant før etter vi har ekskludert 9 utligere som utgjør ca. 0,04 % av vårt utvalg.

den langvarige konsekvensen kan være å redusere den totale omfordelingen. Gitt validitet til våre tidligere resultater og Korpi & Palmes (1998) funn.

4.32 Behovsprøving - robusthetstesting

For å studere om våre funn er stabile følger vi samme strategi som tidligere, med noen modifikasjoner. Ved siden av de tidligere testene robusthetstester vi våre resultater ved å kjøre en faste effektors vektor dekomponering (FEVD) foreslått av Plümper & Troeger (2007;2011A; 2011B) av modellene 23-24 for å teste om det er en mulig nivåeffekt av partivariablene som ligger til grunn for den signifikante effekten i AR1-modellene¹¹¹. Dette gjør vi som et alternativ til å kjøre en fasteffektors modell. Vi robusthetstester også effekten av arbeidsledighet ved å bruke OECD-standardiserte mål som er justert for sesongbasert arbeidsledighet, og som dermed kan sies å være mer valide mål¹¹². For å oppsummere finner vi at fagforeningseffekten er stabil over alle robusthetstestene vi gjennomfører, mens partivariablene er landavhengige.

Alternative uavhengige variabler. Når vi bytter ut våre Duane Swanks (i.d) partivariabler med Armingeon m.fl. (2012) variabel finner vi ingen forskjell i våre substansielle konklusjoner. I ECM-modellene oppnår verken de kortvarige eller de langvarige effektene å bli signifikante. Vi tester også om fagforeningseffekten er robust for en operasjonalisering hvor vi bare bruker medlemsmassen til fagforeningene. Vi finner at den langvarige effekten er robust uavhengig av hvilken modell vi bruker, selv om den permanente øyeblikkelige effekten nå bare oppnår signifikans ved ($p < 0.112$). Bruker vi bare sentraliseringsmålet finner vi at effekten er robust ($p < 0.01$) uansett modellspefisikasjon. For det standardiserte arbeidsledighetstrykkmålet finner vi ingen signifikant effekt. Bare den forbigående effekten blir signifikant. *Landrobusthet:* Når Canada og Danmark ekskluderes fra utvalget blir høyrevariabelen signifikant ved ($p < 0.10$), men bare ved ekskludering av utliggerne (samme strategi som ved de andre modellene). Vi stoler derfor lite på en slik effekt, og tar det isteden som et tegn på at partieffektene er lite stabile. Når det kommer til kontrollvariablene finner vi at den signifikante effekten av valgdeltagelse fra modell 21-22 viser liten stabilitet. Ekskluderes et eneste land i blir ikke valgdeltagelsevariabelen lenger signifikant, mens den ikke-signifikante effekten i ECM-modellene er robust. Dette styrker vår konklusjon om at valgdeltagelse ikke har noen signifikant effekt på behovsprøving. *Fevd:* Å reestimerer våre ECM-modeller med FEVD

¹¹¹ Plümper & Troeger (2007) FEVD teknikk innebærer å fange opp variasjonen som de faste effektene og de uavhengige variablene har til felles. For å så inkludere variasjonen som er unik for de faste effektene i den faktiske analysen. Dette betyr at man nå kan estimere tidsinvariante variabler siden deres variasjon inkluderes i analysen. FEVD blitt utsatt for hard kritikk som oppsummert av Nathaniel Beck (2011:119). Beck framhever at denne kritikken ser ut til å være fundert på en programmeringsfeil i tidlige versjoner av stateversjonen til XTFEVD ¹¹¹. Kodefeilen gjorde at standardfeilene til tidsvarierende koeffisienter ble feil estimert. Dette har senere blitt korrigert og estimatoren produserer nå konsistente estimater for alle typer variabler gitt modellens forutsetninger (Plümper & Troeger 2011B:162;Beck 2011:120) noe som tar ut noe av luften av kritikken fra Breusch m.fl (2011A) og William Green (2011). Vi bruker versjon 4 (beta) av xtfvd kommandoen til stata.

¹¹² Som sagt har vi ikke data på dette målet før på 90-tallet for vårt utvalg. Vi har derfor ikke kunne bruke dette målet for nå.

teknikken¹¹³ endrer ikke våre substansielle konklusjoner. Partieffektene er fortsatt ikke signifikante, mens fagforeninger fortsatt har en negativ langvarig effekt. Effekten til kontrollvariablene er også robuste.

4.33 Behovsprøving - oppsummering

Oppsummerende ser vi at maktressursteoriens hypoteser om at venstrepartier (høyrepartier) skal stå for en velferdsstat med mindre (mer) behovsprøvde ordninger ikke støttes av våre resultater. Partivariablene er avhengig av hvilke land som inkluderes i modellene og hvilken estimeringsteknikk vi bruker. Vi kan derfor ikke si at partivariablene er robust. Der vi brukte behovsprøvde utgifter på arbeidsledighetstrygd utviser sosialdemokratiske partier isteden en sterk positiv effekt. Fagforeninger har derimot en generell negativ effekt på behovsprøvde ordninger. Denne er stabil gjennom alle våre robusthetstester, og også når vi bruker behovsprøvde utgifter på arbeidsledighetstrygd. Særlig landeksklusjonstesten styrker våre funn siden vi her har et lite utvalg både over tid og rom. Sannsynligheten for at våre resultater skulle være landavhengig er derfor desto større og styrker vår tiltro til resultatene. Som i modellene for private utgifter finner vi altså at den institusjonelle utformingen av velferdsstaten har mer med styrken til fagbevegelsen å gjøre enn den har å gjøre med fordelingen av kabinettposter mellom venstre og høyrepartiene. Vi finner også at proporsjonale valgsystem utviser en robust negativ effekt på graden på behovsprøvde ordninger.

5. Drøfting

Hva betyr nå alt dette, og hvor skal vi? Vi skal i denne delen gjennomgå implikasjonene av våre funn for maktressursteorien og for videre teoriutvikling. I tabell 15 har vi oppsummert hvorvidt det er samsvar mellom hypoteser og våre resultater. Vi ser at implikasjonene fra våre funn kan deles opp i to grupper: Resultater tilknyttet teoriens evne til å forklare velferdsstats*sjenerøsitet*, og resultater som viser i hvilken grad teorien forklarer *institusjonell* variasjon mellom land og over tid., Funn på arbeidsledighetstrygd fanges opp sjenerøsitetsdimensjonen og privatisering og behovsprøving fanges opp graden av institusjonell variasjon.

Tabell 15 Overensstemmelse mellom antatt og faktisk sammenheng mellom uavhengig og avhengig variabel

Uavhengig	Sjenerøsitet	Drift	Privatisering	Behovsprøving
Venstrepartier	Samsvar	Samsvar	Ikke samsvar	Ikke samsvar
Høyrepartier	Motstridende	Motstridende	Ikke samsvar	Ikke samsvar
Fagforeninger	Samsvar	Samsvar	Samsvar	Samsvar
Avindustrialisering	Samsvar	x	x	Ikke samsvar

X ikke relevant., motstridende ikke klar bekreftelse/avbekreftelse av hypotese.

I denne oppgaven har vi testet om maktressursteorien kan forklare den generelle utviklingen av sjenerøsitet og oppdatering av utbetalingene til ordningene ved drift (utdatering). Vi har sett at maktressursteoriens prediksjoner når det kommer til venstrepartier og fagforeninger på disse punktene har

¹¹³ Alle kontrollvariablene som har større tverrsnittvariasjon (mellom land) enn over tid blir estimert som tidsinvariante. Om partivariablene estimeres som tidsinvariante eller ikke ender ikke resultatene.

vært i antatt retning. Både venstrepartier og sentraliserte fagforeninger er generelt forbundet med mer sjenerøse velferdsordninger. Generelt øker en venstreregjering erstatningsraten til arbeidsledighetstrygden med ca. 13 %. Når det kommer til høyrepartier er resultatene motstridende. Det er bare sekulære høyrepartier som er negativt forbundet med mer sjenerøse ordninger. Høyrepartier generelt har ingen negativ effekt på sjenerøsiteten til velferdsordningene. Dette framhever at religion splitter høyrepartiene også i den postindustrielle periode, slik den gjorde i velferdsstatens oppbygningsperiode (Kersbergen 1995). Vi har også funnet at effekten av venstrepartier varierer over tid, der venstrepartier på 70-tallet har en positiv effekt for så å få en negativ effekt i de etterfølgende periodene relativt til 70-tallet. Dette kan tolkes som at venstrepartiene slutter å kunne ekspandere ordningen like raskt, eller at de i den postindustrielle perioden isteden har byttet rolle fra protagonist til. Uansett, dette viser at venstrepartiene ikke i samme grad som tidligere kan tas til inntekt for en sjenerøs velferdspolitik. Det ser imidlertid ikke ut til at økonomiske sjokk ligger bak denne endringen. Maktressursteoriens antagelser tilsier at er det større sannsynlighet for at den skulle stemme på arbeidsledighetstrygd enn på andre velferdsprogrammer. Manglende partieffekter for høyrepartiene (generelt) og varierende effekt av venstrepartiene på utviklingen av arbeidsledighetstrygd etter 1970 er problematisk. Dette utfordrer teoriens forklaringssevne til videre å kunne gjøre rede for de store linjene i sosialpolitikken.

Når det kommer til de mer indirekte formene for velferdsutvikling finner vi også støtte for maktressursteorien. Våre resultater viser at drift har vist seg å være en viktig side i utviklingen av arbeidsledighetstrygden. Venstrepartier og sentraliserte fagforeninger spiller en rolle når det kommer til å oppdatere arbeidsledighetstrygden ved lønnsvekst, mens høyrepartiene har en mindre konsistent effekt når det kommer til å bruke indirekte nedbyggingsmetoder. Vi finner også at graden av drift, ikke bare er avhengig av venstrepartiene og fagforeningene i seg selv, men også av det institusjonelle systemet aktører handler innenfor. Land med mange veto-punkter i sine politiske systemer svekker venstrepartienes evne til å oppdatere ordningene. Dette bekrefter viktigheten av vetopunkter og drift, men vi finner ikke at land med flere vetopunkter opplever en økt grad av drift. Dette utfordrer den naturlige koblingen mellom drift og vetopunkter som gjerne framheves i litteraturen (Mahoney & Thelen 2010).

For å gi en indikasjon på drift-teoriens gyldighetsområde kjørte vi også en modell hvor vi inkluderte sjenerøsitetsskårer for et lands pensjon- og sykeordningen sammen med arbeidsledighetstrygdsårene. Vi fant her både signifikante effekter for partivariablene og fagforeningene i antatt retning. Drift virker dermed som å være et generelt trekk ved velferdsstater i postindustrielle samfunn. Gyldigheten til disse generaliseringene må nødvendigvis testes mer gjennomgående. Dette kan testes ved bruk av SCIP-datasettet til Korpi & Palme (2007), men også ved å teste om det er noen spesifikke lønnstakergrupper som blir spesielt utsatt for drift. I vår oppgave har vi bare testet om en gjennomsnittsarbeider blir utsatt for drift, men dette burde være viktigere for arbeidere med en høyere lønnsats. Dette er fordi det særlig i de tilfellet ordningene gir en utbetaling til alle, at lønnsveksten til høyinntektsgrupper må være meget lav for at utbetalingene skal kunne holde følge. En slik organisering av sosiale ordninger bør øke

sannsynligheten for at høyinntektsgrupper opplever drift. Framtidige studier av drift burde derfor teste ikke bare i hvilken grad politiske aktører bedriver drift generelt, og for hvilke velferdsordninger drift er en viktig faktor (både ved oppdatering og nedbygging) men også hvilke inntektsgrupper som er mest utsatt for drift. Vi finner også liten støtte til ny-politikken til Piersons når det gjelder påstanden om at politiske partier og fagforeninger ikke er viktige for å forklare utviklingen av sjenerøsitet i postindustrielle samfunn. Sistnevnte spiller fortsatt en aktiv rolle, om enn partieffekten er mindre konsistente. Maktressursteorien er altså viktig for å forklare vedvarende sjenerøsitet til velferdsordninger ved drift.

Når det kommer til det andre hovedpunktet, forklaringen av *institusjonell variasjon*, trer et moment klart frem. Viktigheten av fagforeninger når det kommer til å forklare institusjonell variasjon kan ikke undervurderes. Fagforeninger har en konstant negativ effekt både på privatisering og behovsprøving. Kanskje like viktig er de manglende eller inkonsistente funnene på våre partivariabler. Manglende konsistente effekter av venstrepartier gjør at man i framtidige studier ikke burde anta at effekten av venstrepartier kan sammenstilles med fagforeningene, eller motsatt. Et interessant ikke-funn sett i lys av denne innsikten er våre manglende støtte for at arbeidsgiverne foretrekker en spesifikk velferdsmodell. Dette kan komme av det faktum at vi her ikke har inkludert data på organisering av arbeidsgivere i arbeidsmarkedet. Antagelsen, som også denne oppgaven gjør, at høyrepartier alene representerer arbeidsgivernes interesser er gjennomgående i litteraturen. Bare tre studier i litteraturen inkluderer data på organisasjonsgraden av arbeidsgiverforeninger i sine modeller. Våre funn oppmuntrer oss til å se nærmere på arbeidsgivernes arbeidsmarkedsorganisering for å forklare velferdsstatsutfall. Dette er spesielt viktig all den tid sentraliseringsgraden av fagforeningene korrelerer høyt med sentraliseringsgraden av arbeidsgiverne (Iversen 1999:49). Når vi ikke har kontrollert for arbeidsgiverorganisering i denne studien er det fordi fagforeningsstyrke et år gjerne er forbundet med arbeidsgiversentralisering fem år senere (Swank & Martin 2001:906). Det virker derfor som om det er fagforeningsstyrke som leder til arbeidsgiverorganisering, ikke motsatt. En annen faktor målene på arbeidsgiverorganiseringer er tilnærmet tidsinvariante, og vi kunne derfor ikke anvendt dem i et faste-effekters-design slik vi bruker i denne oppgaven (Golden m.fl. 2006).

Spesielt interessant er det at venstrepartier og fagforeninger ikke er substitutt for hverandre når det kommer til policy-preferanser. Altså, det ser ikke ut til at arbeidstagerne interesseorganisasjoner har konsistente preferanser når det kommer til institusjonell utforming av velferdsstaten. Vi ser at for privatisering har venstrepartiene ingen generell signifikant effekt, men ser vi på 1980-tallet isolert hadde de en negativ effekt på privatisering. Så på 2000-tallet snur dette mønsteret, og venstrepartier er nå isteden forbundet med en kraftig økning i privatutgifter. Samme tendens (bare motsatt) ser vi hos høyrepartiene. Vi finner i motsetning til Boix (1997) og Hicks (2008, 2010), som studerer salg av offentlige selskaper, at venstrepartier har en direkte og ikke bare en betinget effekt på privatisering. Sett under ett viser våre resultater at sosialdemokratiske partier ikke lenger har en generell preferanse for mer statsorienterte velferdsordninger. Dette skiftet til venstrepartier - både for sjenerøsitet og privatisering - stemmer overens

med Brady & Leichtb (2008) som finner at venstrepartienes evne til å redusere inntektsulikhet etter skatt svekkes etter 1989. Når venstrepartier ikke lenger promoterer de mest omfordelende ordningene i samme grad som før betyr det at deres evne til å redusere ulikhet vil være svekket. Kontrært til venstrepartier, viser fagforeninger seg å ha en sterk generell negativ effekt på privatutgifter. Når det kommer til behovsprøving finner vi at verken at høyre eller venstrepartier har noen signifikant effekt, men at fagforeninger utviser en negativ effekt - som antatt.

Spørsmålet er hvilke implikasjoner dette får for maktresursteorien. På mange måter viser våre resultater at arbeidstagneres interesseorganisasjoner (partier og fagforeninger) ikke har noen sammenfallende preferanser for velferdsutforming. De er sammenfallende når det kommer til å opprettholde velferdsordningenes sjenerøsitet, men vi finner ingen slik konsistens når det kommer til institusjonelt design. En mulig forklaring kan være at partier i mye større grad enn fagforeninger kan bli utsatt for krysspress. I vår teoretiske modell framhevet vi hvordan partipolitikere antas å ha to grunnleggende preferanser. En for å vinne valg og en for å fremme interessene til partiets kjernegruppe. Spørsmålet er derfor om ikke venstrepartiene nettopp opplever målforskyvning og må forlate den tradisjonelle sosialdemokratiske modellen for å kunne vinne valg. Dette kan forstås som en logikk hvor det er enklere å forlate den institusjonelle affiniteten enn det er å gjennomføre direkte kutt i ordningenes sjenerøsitet, da sistnevnte kan være vanskeligere å legitimere overfor velgerne. Dette stemmer i vertfall i noen grad med utviklingen i Sverige når det kommer til privatisering (Huber & Stephens 2001). Sentraliserte fagforeninger opplever intet slikt krysspress mellom deres preferanser og vi finner derfor heller ingen målforskyvning. Det er i sentraliserte fagforeningers interesse å føre en politikk som omfatter alle deres medlemmer for ikke å miste legitimitet. Dette sikres best med sjenerøse universalistiske ordninger. Ikke private eller behovsprøvde ordninger som bare noen av deres medlemmer vil kunne nyte godt av. Dette kan forklare hvorfor de utviser så konsistente effekter over alle våre avhengige variabler. Våre funn støtter derfor i noen grad opp om Carsten Jensens (2011B) funn. Jensen finner at venstrepartier og fagforeninger ønsker forskjellig ting, i hvert fall i den postindustrielle periode. Resultatene peker på at fagforeninger fortsatt står for det som blir omtalt som den sosialdemokratiske modellen, mens venstrepartiene isteden har opplevd målforskyvning.

Selvsagt legger dette åpent spørsmålet om hvorfor de sosialdemokratiske partiene velger å skifte standpunkt til privatisering. Ulike forklaringer eksisterer i litteraturen på dette fenomenet, og våre funn poengterer at dette er et viktig studieområde videre. I denne studien har man prøvd å tilnærme seg muligheten for endring av partieffekter på to måter. Strategien med en pragmatisk periodisering for å se om partieffektene varierer over ulike tidsperioder lider av å være adhoc-preget. For å unngå en slik a-teoretisk tilnærming burde man i senere studier eksplisitt operasjonalisere forholdene som er ment å kjennetegne et postindustrielt samfunn, og studere hvordan disse former effekten til partiene (jf. Jensen & Mortensen 2011). Vi har gjort forsøk på å modellere dette ved å se om partivariablene våre endrer effekt

ved ulike sjokk til økonomien¹¹⁴, og funnene peker klart i retning at økt handelsåpenhet presser venstrepartiene til å endre politikk når det kommer til privatisering av risiko. Dette framhever en dimensjon som ikke tidligere er blitt fanget opp i kausstudier. Her blir isteden rent strategiske velgerhensyn eller den statsforankrede velferdsstatens vakkende legitimitet framhevet som forklaringer (Huber & Stephens 2001; Klitgaard 2007). Effekten av handelsåpenhet på sosialdemokratiske partier må videre støttes ved metodeutriangeling, men våre resultater peker mot at det nettopp er kostnadene ved økonomisk globalisering som ligger under venstrepartienes endrede effekt. Dette er en ny dimensjon av effekten av handelsåpenhet, og går imot Cameron (1978) Garret & Langes (1991) tese om sosialdemokratiske partier som velferdsekspanderende ved økt økonomisk globalisering.

Et annet spørsmål er i hvilken grad organiserte forbindelser mellom venstrepartier og fagforeninger betinger muligheten for målforskyvning. Hvis forbindelsene er sterke kan det være vanskelig for venstrepartiene å endre politikk på privatisering og sjenerøsitet. Kausstudier av Skandinavia og Storbritannia har pekt på at fagforening-partiforbindelser er svekket (Howell 2001; Allern m.fl. 2007). Dette kan ligge under, eller ha muliggjort, venstrepartienes endrede policypreferanser. Samtidig, bringer dette oss igjen til spørsmålet om hva som forklarer at fagforeningene og venstrepartiene ikke lenger ser seg tjent med slike forbindelser (jf. Allern m.fl. 2007)¹¹⁵. Med data på slike forbindelser ville man i større grad kunne teste hva som leder til slike brudd mellom organisasjonene, og vurdere om fagforeninger og venstrepartier er organisert som en enhetlig aktør. Dette ville i seg selv vært en test av maktressursteorien.

Over har vi framhevet en mulig forklaring på venstrepartienes endrede effekt ligger i målforskyving, men denne forklaringen halter når det kommer til behovsprøving. Vi finner her ingen robuste partieffekter på forskjeller mellom land og over tid. Vi finner også at dette mønsteret ikke endrer seg over tid. Det er derfor nærliggende å konkludere at venstrepartier aldri har vært negative til bruken av behovsprøvede ordninger, i motsetning til Esping-Andersens (1990) påstand. Man kunne innvende at våre resultater skyldes at vi har lite variasjon over tid, noe som gjør at vi ikke klarer å fange opp partieffektene. En annen forklaring er at vår manglende signifikante resultater skyldes at målforskyvningseffekten allerede har inntruffet før vi har data. Selvfølgelig kan vi ikke avskrive slike innvendinger, men de virker lite sannsynlige da vi i våre modeller på behovsprøving har inkludert nivåene i avhengig variabel. Nivåene til et land er et resultat av dets tidligere historie, og en mulig historisk effekt burde være å finne i disse data

¹¹⁴ Et problem med vår strategi her er at vi antar at «sjokkene» forekommer eksogent i modellen. Mens maktressursteorien nettopp antar at arbeidsledighet i seg selv er et resultat av villet politikk (Hibbs 1977; Hibbs 1993; Korpi & Palme 2003:429; Korpi & Englund 2011). Uansett finner vi ingen sterke endrede partieffekter ved arbeidsledighet, men isteden ved økt handelsåpenhet som det er vanskelig å argumentere for er endogent.

¹¹⁵ Sentraliserte fagforeninger kan kanskje levere når det kommer til lønnspolitikk (jf. inflasjonsproblemer se Iversen 1999), men det kan hende at parti-fagforeningskoblingene var mer avhengig av at fagforeningene kunne sikre stemmer til partiene. Som vist av Pontusson og Rueda (2010:693) er venstrepartiene mer venstreorientert jo høyere fagforeningsorganisering av arbeidstagerne er. Ved svekket mobiliseringsrate vil fagforeningenes evne til å levere stemmer har sunket og venstrepartiene vil dermed ha mindre interesse i opprettholde de nære forbindelsene (jf. Allern m.fl. 2007).

(Plumper m.fl. 2005)¹¹⁶. Det skal også framheves at den eneste kvantitativestudien som fant at venstrepartier var negativt forbundet med behovsprøving er Esping-Andersens (1990) egen studie. Dette betyr at data som lå til grunn for hypotesen om velferdsstatsmodeller også var data hvorpå man testet teorien om at regimevariasjon skyldtes variasjon i partistyrke. Dette er derfor den første testen på Esping-Andersens teori som bruker uavhengige data. Vår studie trekker i tvil om venstrepartier noen gang har stått for en universalistisk velferdsstat, både historisk og etter 1990-tallet. Det er to innvendinger som kan brukes til å moderer en så bastant konklusjon. Den første er enkel. Vi har færre land enn Esping-Andersen hadde i sin studie, og behovet for å teste våre funn på et større utvalg er prekært¹¹⁷. En mer substansiell innvending er at vårt mål ikke skiller mellom skjønnsbasert eller regelbasert behovsprøving (Titmuss 1987). Skjønnsbasert behovsprøving forekommer der brukeren må bekrefte at hun har rett på godene ovenfor en saksbehandler, mens regelbaserte ordninger er rettigheter som kan søkes om der kriteriene er klare og gitt på forhånd. Det kan her hende at sosialdemokratiske partier ikke-korrelerer med førstnevnte, mens de isteden har utvidet de regelbaserte ordningene (jf. Korpi 2004:17). Samtidig skal det nevnes at heller ikke Esping-Andersens mål skilte mellom disse faktorene.

Helhetlig svekkes maktressursteoriens kredibilitet. Hovedsakelig på grunn av manglende konsistente partieffekter. Dette er en enkel konklusjon all den vi har gjennomført en enkel test av teorien. Vi har identifisert hvilke velferdsordninger partiene og fagforeninger burde positivt eller negativt korrelere med, og så testet dette med ulike spesifikasjoner. Dermed burde vi også forvente å se klare parti- og fagforeningseffekter. Som nevnt finner vi ikke dette for høyre eller venstrepartiene. Ser vi teorien under ett, er maktressursteoriens forklaringskraft svekket. Implikasjonene av denne studien er om enda mer avgjørende for partiteorien innenfor politisk økonomi (Hibbs 1977). Som framhevet, fokuserer partiteorien eksklusivt på politiske partier, mens maktressursteorien framhever også arbeidsmarkedsaktører som viktige for velferdsstatsutvikling. Vår studie trekker derfor i tvil gyldigheten til partiteorien med henblikk til å forklare velferdsstatsutvikling i den postindustrielle periode. Dette er også problematisk for Esping-Andersen (1990:111) som i sin oppdatering av maktressursteorien til å forklare institusjonell variasjon mente det analytiske fokus måtte være på partiene. Isteden finner vi at den avgjørende komponenten i maktressursteorien er fagforeninger. Igjen, resultatene på behovsprøving tyder på at når det kommer til institusjonell variasjon, er det ikke lenger er mulig å snakke om sammenfallende interesser mellom fagforeninger og venstrepartier.

Vi finner heller ikke at Piersons (1994;1996) ny-politikk tese finner gjennomgående støtte for alle de ulike avhengige variablene. Det er riktig at partier og fagforeningers effekt varierer over tid, men vi finner intet

¹¹⁶ Hvis vi bare kjører tverrsnitt regresjon (N=12) med alle lands gjennomsnitt på behovsprøving i en modell med bare venstrepartier oppnår venstrepartiene fortsatt ikke en signifikant effekt. Legger vi til fagforeninger i denne modellen oppnår sistnevnte statistisksignifikans mens standardfeilen til venstrevariabelen øker eksponentielt. I en modell med bare høyrepartier finner vi en positiv signifikant effekt.

¹¹⁷ En mulighet er å bruke hele EU-området som EUROSTAT rapporterer data på. Samtidig har dette sine egne problemer med kausalhomogenitet ved en så heterogent utvalg (jf. Achen 2003).

generelt brudd hvor partiforklaringene slutter å ha en effekt. I stedet finner vi at venstrepartiene og høyrepartiene gradvis har endret profil: i hvert fall når det kommer til privatisering og i noen grad for sjenerøsitet. Mønsteret vi fant på privatisering, hvor venstrepartier nå er korrelert med høyere privatutgifter enn høyrepartier, passer bedre i Ross (2000) sin forståelse av ny-politikken som sakseierskap enn i Piersons. Våre resultater peker på at det kan være enklere for venstrepartiene å innføre private ordninger enn det er for høyrepartiene (Ross 2000:165). Et slikt funn kan forklares med at venstrepartiene har sakseierskap til velferdsstaten, og dermed enklere kan gjennomføre reformer enn høyrepartier. Vi har heller ikke funnet støtte for at venstrepartier skal føre en mer sjenerøs velferdspolitik ved høyere valgdeltagelse. En antagelse som ligger under David Reuda (2006) teori. Dermed får bare deler av antagelsene i ny-politikken støtte i vår studie. Imidlertid er et alternativ å inkorporere innsikter til ny-politikken, om at velferdsprogrammer skaper sine egne støttegrupper, i maktressursteorien. At drift ser ut til å være en viktigere komponent når det kommer til pensjonsordninger enn arbeidsledighetsstrygd viser muligheten for en fruktbar syntese mellom maktressursteorien og ny-politikken. Hvis det er slik at driftstrategien blir valgt av høyrepartiene der det er vanskeligere å bygge ned ordningene direkte på grunn av mulige velgertap eller ved motstand av organiserte interesser, ser vi at en av Piersons (1996) innsikter om ny-politikken kan anvendes for å forstå variasjon i nedbyggingsstrategier (se også Korpi & Palme 2003:441). På den måten kan maktressursteorien og ny-politikken antagelser forenes for å forstå strategier for velferdsstatsnedbygging.

I hvilken grad har vi funnet støtte for alternative teorier til velferdsstatsutvikling? Vi fant at når det kommer til graden av sjenerøsitet har avindustrialisering en langvarig positiv effekt. Ulikhet i risiko knyttet til spesialiserte ferdigheter ser altså ut til å være nesten like viktig som klasse. De negative resultatene på behovsprøving viser samtidig at avindustrialiseringstesens mikrofundament må videreutvikles. Antagelsen om at det er risiko forbundet med ferdigheter, ikke jobbsituasjon, må videre konseptualiseres skal den negative effekten på behovsprøving være internt konsistent i teorien (jf. Carnes & Mares 2011). Dette har man tidligere kunne unngått siden man har brukt teorien til å forklare sosialutgifter på aggregert nivå. Ved å fokusere på disaggregerte utgifter har vi kunnet framheve en slik inkonsistens i teorien. Når det kommer til effekten av valgsystem finner vi ingen automatisk relasjon mellom mer proporsjonale valgsystem og sjenerøsitet. Våre funn sammenfaller med Lupu & Pontusson (2008,2011), som ikke finner noen direkte effekt av PR-systemer på omfordeling, og utfordrer studiene som har funnet at proporsjonale systemer har høyere utgifter på sosiale formål enn majoritetssystemer (Persson, Tabellini & Roland 2007; Iversen Soskice 2006,2009). Persson og Tabellinis (2000, 2004) opprinnelige teori om at proporsjonale systemer leder til mer universalistiske ordninger (mindre behovsprøvde) får bekreftelse i våre funn. Iversens & Soskice (2006) teoretiserte mekanisme om at PR leder til mer sjenerøse velferdsordninger finner ikke støtte i våre funn. Det er viktig å framheve at Persson & Tabellini (2004) aldri testet om PR-systemer faktisk var forbundet med mer universalistiske velferdsstatsordninger, men isteden brukte aggregert velferdsstatsutgiftsmål som proxyer for universalisme. Denne studien bruker dermed et mer validt mål, og finner støtte for teorien.

Vi har dermed identifisert sentraliserte fagforeninger, avindustrialisering og proporsjonale valgsystem som faktorer som øker sannsynligheten for en velferdsstats med lite privatisering og behovsprøving i den postindustrielleperiode. Ingen av disse faktorene ble framhevet av Esping-Andersen (1990) i hans opprinnelige analyser.

Oppgaven har også gjort framskritt på den metodiske og teoretiske plan. Oppgaven har vist viktigheten av drift for velferdsstatspolitikk. videre har man konseptualisert en modell for å forstå hvorfor og hvordan drift vil kunne forekomme, og vist hvordan dette skal kunne testes kvantitativt. Vi har også sett at modellen kan videreutvikles ved å trekke på innsikter fra ny-politikken. Det har også blitt gjennomført en oppdatering av datasett på avindustrialisering og partiklassifiseringer for 18 land over forskjellige år. Det har også vist seg viktig å bruke forskjellige estimeringsmodeller og forskjellige sensitivitetstester for å undersøke robustheten til våre estimater. . Vi har også sett at ECM-modeller passer spesielt godt til å analysere velferdsstatsutvikling, hovedsakelig på grunn av modellens evne til å skille mellom permanente og forbigående effekter. Dette er en viktig egenskap når variablenes effekt ikke er umiddelbar. Et vesentlig punkt hvor oppgaven bryter ny grunn er å framheve sentraliseringsgraden av fagforeningene som avgjørende for fagforeningenes maktressurser (jf. Western 1989; Huber & Stephens 2001:26)¹¹⁸. Som vist over har medlemsmassemålet, som er det eneste målet som har blitt brukt i andre studier, ingen konsistent effekt over våre tre avhengige variabler. Denne studien framhever derfor viktigheten av å ikke fokusere på mobiliseringsgraden alene, men også på organisasjonsstrukturen til fagforeningene. Samtidig må ikke dette lede til en tro på at man bare kan ekskludere den ene komponenten på bekostning av den andre. Når det kommer til privatisering viser vår studie at bare sentralisering og mobiliseringsgrad sammen utviser en signifikant effekt, mens de ikke får noen effekt hver for seg. Dette bekrefter i noen grad viktigheten av å bruke en fagforeningsstyrkeindeks som vi har gjort her (jf. Iversen 2001)¹¹⁹.

En svakhet i den metodiske rustningen som må framheves er kompenseringproblemet. Som vist av litteraturen på nye risikogrupper, vil vi kunne se at kutt på et område i velferdsstaten kompenseres med økt sjenerøsitet på et annet. Som beskrevet av Silja Häusermann (2010) var et kjennetegn ved de tyske HARTZ IV-reformene at de innebar sterke kutt i tradisjonelle velferdsordninger, men også inneholdt nye

¹¹⁸ Flere kritikere av maktressursteorien (Swenson 1991; Sockice & Iversen 2009:447) mener graden av fagforeningssentralisering enten fremprovoseres av arbeidsgiverorganisering (Swenson), eller er avhengig av sentraliseringen til arbeidsgiverne (Sockice & Iversen). Vi kan ikke gå inn i dette problemet i denne oppgaven, bortsett fra å framheve at flere studier har funnet venstresterke som avgjørende for graden av fagforeningssentralisering (Western 1991; Swank & Martin 2001; Korpi 2006).

¹¹⁹ En effekt vi ikke har vurdert er hvordan sentraliserte fagforeninger kan virke gjennom deres påvirkningsmulighet til å sikre sentraliserte lønnsforhandlinger og dermed en sammenpresset lønnsstruktur (Wallerstein 1999; Pontusson 2005). Barth og Moene (2010) argumenterer for at økt likhet samtidig legger grunnlaget for videre økt likhet. Denne prosessen, som de beskriver som likhetsmultiplikatoren, antar at en bevegelse mot økt økonomisk likhet fører til økt støtte til velferdsstatsordninger som igjen fører til en reduksjon av ulikheten. Et interessant moment er dermed hvordan sentraliserte fagforeninger former lønnsulikheten og hvordan denne effekten dermed virker gjennom likhetsmultiplikatoren mot å sikre videre støtte til velferdsstaten. Kausalforholdet vil antageligvis være preget av gjensidighet, og dette burde være et spennende videre forskningsområde for å sirkle ut kausalrekkefølgen i denne prosessen. Det er viktig å framheve at forhandlingseffekten til fagforeningene kommer ved siden av de godene fagforeninger kan få gjennom å bytte lønnsmoderasjon mot økte velferdsrettigheter (Ebbinghaus 2010:206).

investeringer til barnehageutbygging (Hausermann 2010:3). Dette betyr at vi ikke kan være sikre på om det vi måler som kutt, ikke blir kompensert for ved økt sjenerøsitet på andre ordninger. Så lenge det ikke finnes gode data for å måle aktiviserende sosiale rettigheter vil dette være et problem. Det har derfor ikke vært mulig å kontrollere for en slik kompenseringseffekt. Dette er derfor uten tvil et hull i rustningen, men det er et hull den deler med alle andre kvantitative studier på området.

6. Konklusjon

Vi har funnet ut at sett under ett har maktressursteorien forklaringsproblemer i den postindustrielle periode. Dette gjelder selv når vi tester teorien der det er mest sannsynlig at den skal stemme. Vi har vist at både fagforeninger og venstrepartier er viktige for å opprettholde sjenerøsiteten til velferdsordninger når lønnsveksten truer med å gjøre dem utdaterte. Drift, altså nedbygging ved utdatering, viser seg å være en viktig komponent for å forstå forskjeller over tid mellom land i den postindustrielle periode. I motsetning til studier som fokuserer på partiforskjeller har vi funnet at det er fagforeninger, proporsjonal representasjon og avindustrialisering som spiller en viktig rolle når vi skal forklare velferdsstatsvariasjon i behovsprøving og privatisering. Dette betyr at både valginstusjoner, risiko forbundet med ferdigheter og klasse er avgjørende for å forstå velferdsstatsutvikling ved inngangen til det 21. århundre. Vår studie framhever at det viktigste elementet som forklarer velferdsstatsutvikling er sentraliserte fagforeninger. Dette er det eneste målet som har konsistent effekt på både sjenerøsitet, privatisering av risiko og behovsprøving. Vi har dermed svekket konklusjonene fra et av de mest siterte verkene i samfunnsvitenskapen på 1990-tallet om at variasjon i velferdsstatsinstitusjoner kan forklares av partiforskjeller¹²⁰ (jf. Allan & Scruggs 2007), når vi bruker oppdaterte og mer valide data. Dette er den første studien på feltet som viser dette. Den framtidige utviklingen til velferdsstaten er derfor spesifikt knyttet til arbeidstagernes maktressurser, men venstrepartier ikke lenger kan anses som en garantist for en sosialdemokratisk velferdsstatsmodell. Oppgavens navn hentyder derfor på mange måter til våre konklusjoner: Politiske partier teller, men det er fagforeninger som er avgjørende.

¹²⁰ Ifølge google scholar er Esping-Andersens bok fra 1990 sitert 14891 ganger.

Kildeliste

- Achen, C. (2002). Toward a New Political Methodology: Microfoundations and ART. *Annual Review of Political Science* (5): 423-50.
- Achen C. (2005). Lets Put garbage-Can Regressions and Probits Where They Belong. *Conflict Management and Peace science* 22:327-339.
- Adema, W. & P. Whiteford (2010). Public and Private Welfare. Kap. 8 i F. G. Castles, S. Libsfreid, J. Lewis, H. Obinger & C. Pierson (red.). *The Oxford Handbook of The Welfare State*. Oxford: Oxford University Press.
- Adcock, R., D. Collier (2001). Measurement Validity: A Shared Standard for Qualitative and Quantitative Research. *American Political Science Review* 95:529-546
- Alber, J. (2010). What the European and American welfare states have in common and where they differ: facts and fiction in comparisons of the European Social Model and the United States. *Journal of European Social Policy*. 20:102-125
- Alesina, A., G. Cohen & N. Roubini (1992). Macroeconomic policy and elections in OECD democracies. *Economics and Politics*. 4:1-31
- Alexander, L. G. & A. Bennett (2005). *Case Studies and Theory Development in the Social Sciences* MIT Press
- Allan, J. & L. Scruggs (2004). Political Partisanship and Welfare State Reform in Advanced Industrial Societies. *American Journal of Political Science* 48: 496-512.
- Allern, E. H., N. Aylott & F. J. Christiansen (2007). Social Democrats and Trade Unions in Scandinavia: The Decline and Persistence of Institutional Relationships. *European Journal of Political Research* 46: 607-35
- Allern, E. H., A.-H. Bay & J. Saglie (2009). Velferdspolitisk konsensus og elitesamarbeid? Partiprogrammer og politikutforming på 200-tallet. Kap. 2 i Bay, A.-H., A. W. Pedersen & J. Saglie (red.). *Når velferd blir politikk: Partier, organisasjoner og opinion*. Oslo: Abstrakt forlag
- Amable B., D. Gatti, & J. Schumacher (2006). Welfare-State Retrenchment: The Partisan Effect Revisited. *Oxford Review Economic Policy* 22: 426-444
- Armingeon, K., S. Engler, P. Potosidis, M. Gerber & P. Leimgruber (2012). Comparative Political Data Set 1960-2012, Institute of Political Science, University of Berne. *Datasett*
- Baccaro, L. & M Simoni (2010). Organizational Determinants of Wage Moderation. *World Politics* 62:594-635
- Bachrach, P. M. Baratz (1962). Two faces of power. *American Political Science Review* 56:947-52
- Baldwin, W. P. (1989). Class, Interests and the welfare state: A reply to Sven E. Olsson. *International Review of Social History* 471-484
- Baldwin, W. P. (1990). The Politics of Social Solidarity: Class bases of the European Welfare state, 1875-1975. Cambridge: Cambridge University Press
- Barth. E. & K. Moene (2008). Likhet og åpenhet. *Tidsskrift for Velferdsforskning*. 11:5-16.
- Bay, A.-H., A. W. Pedersen & J. Saglie red. (2009). *Når velferd blir politikk: Partier, organisasjoner og opinion*.

Oslo: Abstrakt forlag

- Beck, N. (1991). Comparing Dynamic Specifications: The Case of Presidential Approval. *Political Analysis*. 3: 51-87
- Beck, N. (1992) Cointegration. *Political Analysis*. 4: 237-247.
- Beck, N. (2001). Time-Series Cross-Section Data: What Have We Learned in the Past Few Years?" *Annual Review of Political Science*. 4:271-93.
- Beck, N. (2011). Of Fixed-Effects and Time-Invariant Variables. *Political Analysis* 19:119-122
- Beck, N. & Katz, J.N. (1995). What to do (and not to do) with time-series cross-section data. *American Political Science Review* 89: 634–647.
- Beck, N. & J.N. Katz (1996). *Nuisance vs. substance: Specifying and estimating time-series-cross-section models*. *Political Analysis*. 6: 1-36
- Beck, N. & J. Katz (2001). Throwing Out the Baby with the Bath Water: A Comment on Green, Kim, and Yoon. *International Organization* 55:487-495
- Beck, N & J. N. Katz (2011). Modeling Dynamics in Time-Series-Cross-Section Political Economy Data. *Annual review of Political Science*. 14:331-52.
- Beveridge, William (1942). *Social insurance and allied services : report*. New York: Macmillan
- Blais A. (2006). What Affects Voter turnout? *Annual Review of Political Science* 9:111–125
- Boix, Charles (1997). Political Parties and the Supply Side of the Economy: The Provision of Physical and Human Capital in Advanced Economies, 1960-90. *American Journal of Political Science* . 41(3):814-845.
- Boix, C. (1998). *Political Parties, Growth and Equality*. NY: Cambridge University Press
- Boix, C. (2003). *Democracy and Redistribution*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Bolzendahl, C (2010). Directions of Decommodification: Gender and Generosity in 12 OECD Nations, 1980-2000. *European Sociological Review* 26:125-41
- Bonoli, G. (2001). "Political institutions, Veto points and the Process of Welfare state Adaptation". Kap 8 i P. Piersons (red) *The New Politics of the Welfare State*. Oxford: Oxford University Press.
- Bonoli, Giuliano (2007). Time Matters: Postindustrialization, New Social Risks, and Welfare State Adaptation in Advanced Industrial Democracies. *Comparative Political Studies* 40:495–520
- Bonoli, G. & F. Reber (2010). The political economy of childcare in OECD-countries. Explaining cross national variation in spending and coverage rates. *European Journal of Social Policy* 49:57-118.
- Borg, S., F. G. Castles (1981). The Influence of The Political Right on Public Income Maintenance Expenditure and Equality. *Political Studies* 4:604–621
- Bradley, D., E. Huber, S. Moller, F. Nielsen & J. D. Stephens (2003). Distribution and Redistribution in Postindustrial Democracies. *World Politics* 55: 193–228.
- Brady, D., J. Beckfield & M. Seeleib-Kaiser (2005). Economic Globalization and the Welfare State in Affluent Democracies, 1975–2001. *American Sociological Review* . 70:921-948
- Brady, D. & Kevin T. Leichtb (2008). Party to inequality: Right party power and income inequality in affluent Western democracies. *Research in Social Stratification and Mobility*. 26:77–106
- Brambor T., W. Roberts & C. M. Golder (2006). Understanding Interaction Models: Improving Empirical

- Analyses. *Political Analysis* 14:63–82
- Bussemeyer, M. R. (2009). From myth to reality: Globalization and public spending in OECD countries revisited. *European Journal of Political Research* 48:455-482.
- Bussemeyer, M. R. (2008). Social democrats and the partisan politics of public investments in education. *Working paper*.
- Brys, B. (2011). *Wage Income Tax Reforms and Changes in Tax Burdens: 2000-2009*. OECD Taxation. Working Papers.10 Paris: OECD Publishing.
- De-Boef, S. & Keele, L. (2008). Taking Time Seriously. *American Journal of Political Science* 52(1): 184–200.
- Deken, J. D. & B.Kittel (2007). Social expenditure under scrutiny: the problems of using aggregate spending data for assessing welfare state dynamics. Kap 5 I J. Clasen & N. A. Siegel (red). *Investigating Welfare State Change: The 'Dependent variable Problem' in Comparative analysis*. Edward Elgar: Cheltenham
- Dreher, Axel (2006): Does Globalization Affect Growth? Evidence from a new Index of Globalization, *Applied Economics* 38, 10: 1091-1110.
- Cameron, D. R. (1978). The Expansion of the public economy: A comparative analysis. *American Political Science review*. 72:1243-61.
- Carnes, M. & I. Mares (2011). Deindustrialization and the rise of non-contributory social programs in Latin America. *Working paper*.
- Castles, F. G. (1986). Social expenditure and the Political Right: a methodological note. *European Journal of Political Research*. 14: 669–676
- Castle, F. (2008). What Welfare States Do: A Disaggregated Expenditure Approach. *Journal of Social Policy*. 38:45–62
- Castle, F. G. & P. Mair (1984). Left-Right Political Scales: Some 'Expert' Judgments. *European Journal of Political Research* 12:73-88
- Castles, Francis G. & H. Obinger (2007). Social expenditure and the politics of redistribution. *Journal of European Social Policy* 17:206-222
- Caul, M. L. & M. M. Gray (2002). From Party Declaration to Policy Outcomes. Kap 10 I R. Dalton, J. & Martin P. Wattenberg (red.). *Parties without Partisans*. Oxford: Oxford University Press
- Clasen & Siegel (2007). *Investigating Welfare State Change: The 'Dependent variable Problem' in Comparative analysis*. Edward Elgar: Cheltenham
- Clayton, R. & J. Pontusson (1998). Welfare-State Retrenchment Revisited: Entitlement Cuts, Public Sector Restructuring, and Inegalitarian Trends in Advanced Capitalist Societies. *World Politics*. 51:6798
- Cusack, T. (1999) Partisan Politics and Fiscal Policy. *Comparative Political Studies*. 32:464-486
- Cusack, T., T. Iversen, & P. Rehm (2006). Risks at Work: The Demand and Supply Sides of Government Redistribution. *Oxford Review of Economic Policy*. 22:365-389.
- Dalton, R.J. & M. P. Wattenberg (2002). *Parties without Partisans*. Oxford: Oxford University Press
- Deken, D. J. & B. Kittel (2007). Social Expenditure Under Scrutiny: The Problems of Using Aggregate Spending Data for Assessing Welfare State Dynamics. i J. Clasen & N.A. Siegel (red.) *Investigating Welfare State Change: The 'Dependent Variable Problem' in Comparative Analysis*. Cheltenham: Edward Elgar.

- Ebbinghaus, B. & A. Hassel (2000). Striking Deals: concertation in the reform of continental European welfare states. *Journal of European Public Policy*. 7:44-62
- Ebbinghaus, B. (2003). Ever larger unions: organisational restructuring and its impact on union confederations. *Industrial Relations Journal*. 34:446–460
- Ebbinghaus, B. (2010). Unions and Employers. Kap 13 i F. G. Castles, S. Libsfreid, J. Lewis, H. Obinger og C. Piersons (red.). *The Oxford Handbook of The Welfare State*. Oxford: Oxford University Press
- Elster, J. (2007). *Explaining Social Behavior: More Nuts and Bolts for the Social Sciences*. New York: Cambridge University Press.
- Esping-Andersen, G. (1985). *Politics against Markets: The Social Democratic Road to Power*. Princeton: Princeton University Press
- Esping-Andersen, G. (1990). *Three Worlds of Welfare capitalism*. Cambridge. Polity Press.
- Esping-Andersen G. & V. Kersbergen (1992). Contemporary Research on Social Democracy. *Annual review of Sociology*. 18:187-208
- Esping-Andersen, G., & Przeworski, A. (2001). Quantitative cross-national research methods. S. 12649-12655 i N. J. Smelser & P. B. Bates (Red.). “International encyclopedia of the social and behavioral sciences”. New York: Elsevier Science.
- ESSPROS (2008). *Manual*. The European System of integrated Social protection Statistics (ESSPROS). Luxembourg: Office for Official Publications of the European Communities
- Estevez-Abe, M, T. Iversen & D. Soskice (2001). Social Protection and the Formation of Skills: A Reinterpretation of the Welfare State. Kap 2 i P. A. Hall & D. Soskice (red). *Varieties of Capitalism: The Institutional Foundations of Comparative Advantage*. Oxford: Oxford University Press.
- European Journal of Political Research (2003-2010). *Political Data Handbook*.
- Finseraas, H. & K. Vernby (2011). What parties are and what parties do: Partisanship and welfare state reform in an era of austerity. *Socio-Economic Review*. 9:613-638.
- Gallagher, M. (1991). Proportionality, Disproportionality and Electoral Systems. *Electoral Studies* 10: 33-51.
- Garret, G. P. (1998). *Partisan Politics in the Global Economy*. Cambridge: Cambridge University Press
- Garrett, G. P. Lange (1991). Political responses to interdependence: what’s “left” for the left? *International Organization* 45:539-564
- Garrett, G. & D. Mitchell (2001). Globalization, Government Spending and Taxation in the OECD. *European Journal of Political Research*. 39(2): 145-177.
- Gerring, J. (2005). Causation: A Unified Framework for the Social Sciences. *Journal of Theoretical Politics*. 17: 163-198
- Goertz, Gary (2006). *Social Science Concepts: A user’s guide*. Princeton: Princeton University Press.
- Mahoney, J. & G. Goertz (2004). The Possibility Principle: Choosing Negative Cases in Qualitative Research. *American Political Science Review* 98: 653-670
- Golden, Miriam; Peter Lange; and Michael Wallerstein (2006). Union Centralization among Advanced Industrial Societies: An Empirical Study. *Dataset*

- Golden, M. & J. B. Londregan (2006). Centralization of Bargaining and Wage Inequality: A Correction of Wallerstein. *American Journal of Political Science*. 50:208-13
- Green D. P., S. Y. Kim & D. H. Yoon (2001). Dirty Pool. *International Organization*. 55: 441-468
- Green-Pedersen, C. (2001). Welfare State Retrenchment in Denmark and the Netherlands, 1982–1998: The Role of Party Competition and Party Consensus. *Comparative Political Studies* 34:963–985.
- Green-Pedersen, C. (2003). Still there but for how long? The counter-intuitiveness of the universal welfare model and the development of the universal welfare state in Denmark. *Revue Française des Affaires Sociales*, 57: 105–120.
- Hamilton, L. C. (2008). *Statistics with STATA: Version 10*. Duxbury Press
- Häusermann, S. (2010). *The Politics of Welfare State Reform in Continental Europe. Modernizing in Hard Times*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Häusermann, S., Picot, G. & Geering, D. (kommende). Rethinking Party Politics and the Welfare State: Recent Advances in the Literature. Kommende i *British Journal of Political Science*
- Hacker, J.S. (2004). Privatizing Risk Without the Welfare State. Hidden Politics of Social Policy Retrenchment in the United States. *American Political Science Review* 98:
- Hacker, J.S. (2005). Policy Drift: The Hidden Politics of the U.S. Welfare State. Kap 2 i W. Streeck and K. Thelen (red.): *Beyond Continuity: Institutional Change in Advanced Political Economies*. Oxford: Oxford University Press
- Hall, P. A. & D. Soskice (2001). An Introduction to Varieties of Capitalism. Kap. 1 i Peter A. Hall & David Soskice (Red), *Varieties of Capitalism: The Institutional Foundations of Comparative Advantage*. Oxford: Oxford University Press.
- Headey, B. (1970). Trade Unions and National Wage Policies. *The Journal of Politics*. 32:407-439.
- Hibbs, D. (1977). Political Parties and Macroeconomic Policy. *American Political Science Review*, 71:1467-87.
- Hicks, A. & K. Freeman (2009). Pension income replacement: permanent an transitory determinants. *Journal of European Public Policy*. 16:127-143
- Hicks, A. & D. Swank (1984). Governmental Redistribution In Rich Capitalist Democracies. *Policy Studies Journal*. 13:265–286
- Hicks, A. D. Swank (1992) Politics, Institutions, and Welfare Spending in Industrialized Democracies, 1960-82. *The American Political Science Review* 86:658-674
- Hicks, A. & J. Misra (1993). Political Resources and the Growth of Welfare in Affluent Capitalist Democracies, 1960-1982. *American Journal of Sociology*, 3:668-710
- Hicks, T. (2008). Privatization in Europe: Left-Wing Power Resources and Productive efficiency. *Working-paper*.
- Hicks, T. (2010). Acting Right? Left-Wing Strength and Privatization. *Working-paper*.
- Hinrich, K. & J. F. Lynch (2010). Old-age Pensions. Kap 24 i F. G. Castles, S. Libsfreid, J. Lewis, H. Obinger & C. Piersons (red.). *The Oxford Handbook of The Welfare State*. Oxford: Oxford University Press
- Huber, E. & J. D. Stephens (1993). Political parties and Public Pensions: A quantitative Analysis. *Acta*

- Huber, E., C. Ragin & J. Stephens (1993). Social Democracy, Christian Democracy, Constitutional Structure and the Welfare State. *American Journal of Sociology* 99:711-49.
- Huber E. & J. D. Stephens (2001). *Development and crisis of the welfare state: Parties and Policies in Global Markets*. University of Chicago Press. London.
- Huo, J., M. Nelson & J. D. Stephens (2008). Decommodification and activation in social democratic policy: resolving the paradox. *Journal of European Social Policy* February. 18:5-20
- Iversen, T. (1999). *Contested Economic Institutions: The Politics of Macroeconomics and Wage Bargaining in Advanced Democracies*. Cambridge: Cambridge University Press
- Iversen, T. (2001). The Dynamics of Welfare State Expansion: Trade Openness, De-industrialization, and Partisan Politics. Kap. 2 i P. Piersons (red). *The New Politics of the Welfare State*. Oxford: Oxford University Press.
- Iversen, T. (2005). *Capitalism, Democracy and Welfare*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Iversen, T & T. R.. Cusack (2000). The Causes of Welfare State Expansion: Deindustrialization or Globalization? *World Politics*. 52:313–49
- Iversen, T. & D. Soskice (2006). Electoral Institutions and the Politics of Coalitions: Why Some Democracies Redistribute More Than Others. *American Political Science Review*. 100:165-181
- Iversen, T. & D. Soskice (2009). Distribution and Redistribution: The Shadow of the Nineteenth Century. *World Politics*. 61:438–86
- Iversen, T. & J. D. Stephens (2008). Partisan Politics, the Welfare State, and Three Worlds of Human Capital Formation. *Comparative Political Studies*. 41: 600-637
- Jensen C. (2008). Worlds of Welfare Services and Transfer. *Journal of European Social Policy* 18: 15–162.
- Jensen, C. (2010A). Issue Compensation and Right-wing government social spending. *European Journal of political Research*. 49:282-299
- Jensen, C. (2010B). Catching up by Transition: Globalization as a Generator of Convergence in Social Spending. *Journal of European Public Policy*. 18:106-121.
- Jensen, C. (2011A). Determinants of welfare provision after the Golden Age. *International journal of social welfare*. 20:125-134
- Jensen, C. (2011B). Two sides of the same coin? Left-wing governments and labour unions as determinants of public spending. *Socio-Economic Review*. Advanced access:1-24
- Jensen, C. (2011C). Negotiated expansion: Left-wing governments, corporatism and social expenditure in mature welfare states. *Comparative European Politics*. Advanced access
- Jensen, C. (2011D). Less Bad than its Reputation: Social Spending as a Proxy for Welfare Effort in Cross-national Studies. *Journal of Comparative Policy Analysis: Research and Practice* 13:327–340
- Jensen, C. (2011E). Labour market- versus life course related social policies: understand cross-program differences. *Journal of European Public Policy*. Advanced access 1-17
- Jensen, C. (2011F). The forgotten half: analyzing the Politics of welfare service. *International Journal of Social*

- Jensen, C. & P. B. Mortsensen (2011). Blame avoidance, Partisanship, and Government Responses to Fiscal austerity. *Working-paper* Aarhus University.
- Kahneman, D. & A. Tversky (1979). Prospect Theory: an analysis of decision under risk. *Econometrica.* 47:263-92
- Kangas, O. E. (1995). Attitudes on Means-Tested Social Benefits in Finland. *Acta Sociologica.* 38:299-310.
- Kaufman, R. & A. Segura-Ubiergo (2001). Globalization, Domestic Politics and Social Spending in Latin America: A Time-Series Cross-Section Analysis 1973–1997. *World Politics.* 53:553–87.
- Keele, L. & N. J. Kelly (2006). Dynamic Models for Dynamic Theories: The Ins and Outs of Lagged Dependent Variables. *Political Analysis* 14:186-205
- Kennedy, P. (2008). *A Guide to Econometrics*, 6 edition. Wiley-Blackwell
- Kenworthy, L. (2007). Toward Improved Use of Regression In Macro-Comparative Analysis. *Comparative Social Research.* 24:343-350.
- Kersbergen, K. & P. Manow (2010). Religion. Kap. 18 i F. G. Castles, S. Libsfreid, J. Lewis, H. Obinger og C. Piersons (red.). *The Oxford Handbook of The Welfare State.* Oxford: Oxford University Press
- King, G., R. O. Keohane & S. Verba (1994). *Designing Social Inquiry: Scientific Inference in Qualitative Research.* Princeton: Princeton University Press.
- Klitgaard, M. B. (2007). Why are they doing it? Social Democracy and Market-Oriented Welfare State Reforms. *West European Politics* 30:172-194
- Korpi, W. (1974). Conflict, Power and Relative Deprivation. *The American Political Science Review.* 68:1569-1578.
- Korpi, W. (1983). *The Democratic Class Struggle.* London: Routledge & Kegan Paul
- Korpi, W. (1989). Power, Politics, and State Autonomy in the Development of Social Citizenship – Social Rights During Sickness in 18 OECD Countries Since 1930. *American Sociological Review* 54: 309-328.
- Korpi, W. (1993). American Exceptionalism in Social Policy Development. *Contemporary Sociology* .22: 779-781
- Korpi, W. (2001). Contentious institutions: An augmented rational-action analysis of the origins and path dependency of welfare state institutions in western countries. *Rationality and Society* 13:235-283
- Korpi, W. (2003). Welfare-State Regress in Western Europe: Politics, Institutions, Globalization, and Europeanization, *Annual Review of Sociology* 29: 589-609
- Korpi, W. (2004). Changing Class Structures and the Origins of Welfare States: the break-Through of Social Insurance 1860-1940. *Konferansepaper* presentert ved APTSA-net konferanse på europeisk sosial politikk 9-11 september.
- Korpi, W. (2006). Power Resources and Employer-Centered Approaches in Explanations of Welfare States and Varieties of Capitalism: protagonists, Consenters, and Antagonists. *World Politics.* 58(2):167-206.
- Korpi, W. (2008). Origins of Welfare States: Changing Class Structures, Social Democracy, and Christian Democracy. *Konferansepaper* presentert ved RC19 konferansen i Stockholm September 4-6

- Korpi, W. & M. Shalev (1979). Strikes, Industrial Relations and Class Conflict in Capitalist Societies. *The British Journal of Sociology*. 30:164-187
- Korpi, W. & Palme, J. (1988). The Paradox of Redistribution and Strategies of Equality: Welfare State Institutions, Inequality, and Poverty in the Western Countries. *American Sociological Review*. 63:661-687.
- Korpi W. & J. Palme (2003). "New Politics and Class Politics in the Context of Austerity and Globalization: Welfare State Regress in 18 Countries, 1975-95". *American Political Science Review*. 97:425-446
- Korpi, W. & J. Englund (2011). The two great Turnarounds in the rise and decline of the full employment welfare state in Western countries, 1920-2005: Distributive conflict and social citizenship. *Konferansepaper* presentert ved det årlige møte til den amerikanske statsvitenskaplige forening i Seattle-Washington 1-2 September .
- Kittel, B. & H. Obinger (2003). Political parties, institutions, and the dynamics of social expenditure in times of austerity. *Journal of European Public Policy* 10:20-45
- Kittel, B & H. Wiener (2005). How reliable is pooled analysis in political economy? The globalization welfare state nexus revisited. *European Journal of Political Research* 44:269-293
- Knutsen, O. (2005). The impact of sector employment on party choice: A comparative study of eight West European countries. *European Journal of Political Research*. 44:593- 621
- Knutsen, O. (2006). *Class Voting in Western Europe: A Comparative Longitudinal Study*. Lanham: Lexington Books.
- Kristala, T. (2010). Good Times, Bad Times Postwar Labor's Share of National Income in Capitalist Democracies. *American Sociological Review*. 75:729-763
- Kuhnle, S. (1983). *Velferdsstatens utvikling: Norge i et komparativt perspektiv*. Oslo: Universitetsforlaget
- Kühner, S. (2010). Do party Governments Matter After All? Executive Ideology, Constitutional Structures and the Combined Effect on Welfare State Change. *Journal of Comparative Policy Analysis: Research and Practice*. 12:395-415.
- Kwon, H. Y. & J. Pontusson (2010). Globalization, labour power and partisan politics revisited. *Socio-Economic Review*. 8: 251-281
- Levy, J. D. (2010). Welfare Retrenchment. Kap 38 i F. G. Castles, S. Libsfreid, J. Lewis, H. Obinger og C. Piersons (red.). *The Oxford Handbook of The Welfare State*. Oxford: Oxford University Press.
- Lijphart, A. (1971). Comparative Politics and the Comparative Method. *American Political Science Review*. 65: 682-693
- Lukes, S. (2005). *Power: A radical view*. New York: Palgrave Macmillan.
- Lupu, N. & J. Pontusson (2008). *Income Inequality, Electoral Rules and the Politics of Redistribution*. *Working-Paper* presentert ved Workshop in Comparative Political Economy ved Yale University
- Lupu, N. & L. Pontusson (2011). The Structure of Inequality and the politics of redistribution. *American Political Science Review*. 105:316-336
- Maddala, G. S. (1998). Recent Developments in Dynamic Econometric Modelling: A Personal Viewpoint. *Political Analysis*:7: 59-87

- Mahler, V. A (2008). Electoral Turnout and Income Redistribution by the State: A Cross-National Analysis of the Developed Democracies. *European Journal of Political Research* 47: 161-183
- Mahler V. A. & C. J. Katz (1988). Social Benefits in advanced Capitalist Countries: A Cross-national Assessment. *Comparative Politics*. 21:37-51
- Mahler, V. A. & D. K. Jeusit (2006). Fiscal redistribution in the developed countries: new insights from the Luxembourg Income Study. *Socio-Economic Review*. 4:483-511
- Mahoney, J. (2010). After KKV: The New Methodology of Qualitative Research. *World Politics* 62:120-147
- Mahoney, J. & K. Thelen (2010). *Explaining Institutional change: Ambiguity, Agency and Power*. Cambridge:Cambridge University Press
- Marks, G. (1989). *Unions In Politics: Britain, Germany and the United States in the Nineteenth and Early Twentieth Centuries*. Princeton:Princeton University Press.
- Martin, C. J. & D. Swank (2004). Does the Organization of Capital Matter? *American Political Science Review*. 98: 593-611.
- Mckeown, T. (2004). Case studies and the limits of the quantitative worldview. Kap. 9 i H Brady & D. Colliers (red.) *Rethinking social inquiry: diverse tools, shared standards*. Oxford: Ramman & Littleford publishers.
- Moene, K. O. & Michael Wallerstein (2001A). Inequality, Social insurance and redistribution. *American Political Science Review*. 95:859-874
- Moene, K. O. & M. Wallerstein (2001B). Targeting and political support for welfare spending. *Economics of Governance*. 1:3-24
- Moene & Wallerstein (2003). Earnings Inequality and Welfare Spending: A Disaggregated Analysis. *World Politics*. 55:485-516.
- Nelson, K. (2007). The Vulnerability of Social Insurance and Means-Tested Minimum Income Protection. *International Social Security Review*. 60:33-58
- Nelson, K. (2009) Social Assistance and Minimum income Benefits in old and new EU-countries. *International Journal of Social Welfare* 19:367-378
- Nickell, S. (1981). Biases in Dynamic Models wirth fixed effects. *Econometrica* 49:1417-1426
- Nijhuis, D. O. (2009). Revisiting the Role of Labour. Worker Solidarity, Employer Opposition, and the Development of Old-age Pensions in the Netherland and the United Kingdom. *World Politics* 2:296-329.
- Nullmeier, F. & F- Kaufmann (2010). Post-Welfare State Development. Kap. 6 F. G. Castles, S. Libsfreid, J. Lewis, H. Obinger og C. Piersons (red.). *The Oxford Handbook of The Welfare State*. Oxford: Oxford University Press
- OECD (2002). *Taxing Wages* 2002. Paris: OECD Publishing
- OECD (2011). *Divided We Stand: Why Inequality Keeps Rising*, OECD Publishing.
- OECD (2007) Social Expenditure manual. Paris: OECD Publishing
- OECD (2012A). *Labour force statistics dataset*. Paris: OECD
- OECD (2012B). *The Population and Vital Statistics dataset*. Paris: OECD

- Olssen, S. E. (1990). *Social Policy and the Welfare State in Sweden*. Lund:Arkiv Forlag
- Oneal, J. R. & B. Russett (2005). Rule of Three, Let it Be? When More Really Is Better. *Conflict Management and Peace Science* 22:239-310.
- Ostrom, C. W. & R. M. Smith (1992). Error correction, attitude persistence, and executive rewards and punishments: A behavioral theory of presidential approval. *Political Analysis* 4:127-183
- Orloff, A. S. (1993). Gender and the Social Rights of Citizenship State Policies. *American Sociological Review* 58:303-28
- Pedersen, A. W. (1990). *Fagbevægelsen og Folketrygden: Los målsetninger, strategi og innflytelse I pensjonspolitikken 1945-1966*. FAFO-rapport nr. 110.
- Pevehouse, J. C. & J. D. Brozek (2010). Time-series Analysis. Kap 19 i Janet M. Box-steffensmeier, H. E. Brady & D. Collier (red.). *The Oxford Handbook of Political methodology*. Oxford: Oxford University Press.
- Persson, T. & G. Tabellini (1999). The Size and Scope of Government: Comparative politics with Rational Politicians. *European Economic Review* 43:699-735
- Persson, T. & G. Tabellini. 2000. *Political Economics: Explaining Economic Policy*. Cambridge: MIT Press.
- Persson, T. & G. Tabellini (2004). Constitutional Rules and Fiscal Policy outcomes. *The American Economic Review*. 99:25-45
- Persson, T., G. Tabellini og G. Roland (2007). Electoral Rules and Government Spending in Parliamentary Democracies. *Quarterly Journal of Political Science*. 2:155-188
- Przeworski & Wallerstein (1982). The Structure of Class Conflict in Democratic Capitalist Societies. *The American Political Science Review*. 76:215-238
- Podestà, F. (2006) Comparing time series cross-section model specifications: The case of welfare state development. *Quality and Quantity* 40: 539–559
- Pontusson, J. (2005). *Inequality and Prosperity: Social Europe vs. Liberal America*. New York: Cornell University Press
- Pontusson, J. & D. Rueda (2010). The Politics of Inequality: Voter Mobilization and Left Parties in Advanced Industrial States. *Comparative Political Studies*. 43:675-705.
- Potrafke, N. (2009). Did globalization restrict partisan politics? An empirical evaluation of social expenditures in a panel of OECD countries. *Public Choice*. 140:105-124
- Plümper, T. & V. E. Troeger (2007). Efficient estimation of time-invariant and rarely changing variables in finite sample panel analyses with unit fixed effects. *Political Analysis*. 15:124-139
- Plümper, T. & V. E. Troeger (2011A). The estimation of time-invariant variables in Panel Analysis with Unit Fixed Effects. Working paper
- Plümper, T. & V. E. Troeger (2011B) Fixed effects cetero decomposition: Properties, Reliability, and Instruments. *Political Analysis*. 19:147-164.
- Pierson, P. (1996). The New Politics of the Welfare State. *World Politics*. 48:143-179.
- Pierson, P. (2001). *The new politics of the welfare state*. Oxford: Oxford University Press

- Pierson, P. (2004). *Politics in Time. History, Institutions, And social Analysis*. Princeton: Princeton University Press.
- Pierson, P. (2011). The Welfare State Over the Very Long Run. *ZeS Working-Paper*
- Pierson, P. & J. Hacker (2002). Business Power and Social Policy: Employers and the Formation of the American Welfare State. *Politics & Society*. 30:277-325
- Pierson, P. & J. Hacker (2004). Varieties of Capitalist Interests and Capitalist Power: A Response to Swenson. *Studies in American Political Development* 17:186-195
- Pierson, P. & J. Hacker (2010). Winner-Take-All Politics: Public Policy, Political Organization, and the Precipitous Rise of Top Incomes in the United States. *Politics & Society*. 38:152-204
- Piven, F. F. & R. A. Cloward (1971). *Regulating the Poor*. New York: Vintage
- Pritchett, L. (2005). *The Political Economy of Targeted Safety Nets. Social Protection*. Discussion Paper Series. Human Development Network. The World Bank
- Ragin, C. (1987). *The Comparative Method: Moving Beyond Qualitative and Quantitative Strategies*. Berkeley: University of California Press
- Ragin, C. (2008). *Redesigning Social Inquiry:Fuzzy Sets and Beyond*. University of Chicago Press
- Rodrik, D. (1998). Why Do More Open Economies Have Bigger Governments? *The Journal of Political Economy*. 106:997-1032.
- Ross, F. (2000). 'Beyond Left and Right': The New Partisan Politics of Welfare. *Governance* 13:155–183
- Rothstein, B (1992). Explaining swedish corporatism: The formative moment. *Scandinavian political studies* 3:173-192
- Rothstein, B. (1998). *Just Institutions Matter: The Moral and Political Logic of the Universal Welfare State*. Cambridge: Cambridge University Press
- Rothstein, B. (2001). Social Capital in the Social Democratic Welfare State *Politics & Society* June 2001 29: 207-241
- Rothstein, B. & Uslaner, E. M., 2005. All For All: Equality, Corruption, and Social Trust. *World Politics* 58: 41-72.
- Rothstein, B., M. Samanni & J. Teorell (2010). *Quality of Government, Political Power and the Welfare State. Working-paper*
- Rothstein, B., M. Samani & J. Teorell (2012). Explaining the welfare state: Power resources vs. the quality of Government. *European Political Science Review*. 34:1-28.
- Rueda, D. (2006). Insider-Outsider Politics in Industrialized Democracies: The Challenge to Social Democratic Parties. *American Political Science Review*. 99:61-74.
- Rueda, D. (2006). Social Democracy and Active Labor Market Policies: Insiders, Outsiders, and the Politics of Employment Promotion. *British Journal of Political Science*. 36:385-406.
- Rueda, D. (2007). *Social Democracy Inside Out: Government Partisanship, Insiders, and Outsiders in Industrialized Democracies*. Oxford: Oxford University Press.
- Rueda, D. (2008). Left Government, Policy, and Corporatism: Explaining the Influence of Partisanship on Inequality. *World Politics* 60:349-89.

- Scheve, K. & D. Stasavage (2009). Institutions, Partisanship, and Inequality in the Long Run. *World Politics* 61:215–53
- Schrodt, P.A. (2010). *Seven Deadly Sins of Contemporary Quantitative Political Analysis*. Konferansepaper presentert ved årlige APSA konferansen, Washington, 2 - 5 September.
- Schmidt, M. G. (1996). When Parties Matter: A Review of the Possibilities and Limits of Partisan Influence on Public Policy. *European Journal of Political Research* 30:155-183.
- Schmidt, M. G. (2010). Parties. Kap 14 i F. G. Castles, S. Libsfreid, J. Lewis, H. Obinger og C. Piersons (red.). *The Oxford Handbook of The Welfare State*. Oxford: Oxford University Press
- Scruggs, L. (2002). The Ghent System and Union Membership in Europe, 1970-1996. *Political Research Quarterly*. Vol. 55:275-297
- Scruggs, L. (2004A) Welfare State Entitlements Data Set: A Comparative Institutional Analysis of Eighteen Welfare States, Version 1.1. *dataset*
- Scruggs, L. (2004B) “Welfare State Entitlements Project Codebook,” Welfare State Entitlements Dataset, Version 1.1.
- Scruggs, L. (2007A). Welfare State Generosity Across Space and Time. Kap 7 i J. Clasen and N. Siegel, (red.). *Investigating Welfare State Change*, Cheltenham: Edward Elgar.
- Scruggs, L. (2007B). What’s Multiple Regression got to do with it? *Comparative Social Research*. 24:309-323.
- Scruggs, L. (2007C). Benefit generosity in American welfare states: a preliminary evaluation of competing theories. Konferansepaper presentert ved konferanse for “Comparative Welfare State Policy”, Texas A&M University.
- Scruggs, L. (2008) Social Rights, Welfare Generosity and Inequality. Kap 3 i C. Anderson and P. Baramendi, (red.) *Democracy, Inequality, and Representation*. Russell Sage Foundation.
- Scruggs, L. & J. Allan (2006). Welfare State Decommodification in Eighteen OECD Countries: A Replication and Revision. *Journal of European Social Policy*. 16:55-72
- Scruggs, L., Y. Nam & B. LaMontagne (2011). Unemployment Benefits, Policy Retrenchment, and Global Economic Crises, 1980-2011. Konferansepaper presentert ved APSA konferansen 2011.
- Shalev, M. (2007). Limits and Alternatives to Multiple Regression In Comparative Research. *Comparative Social Research*. 24:261-308.
- Skog, O. (2004). *Å forklare sosiale fenomener: En regresjonsbasert tilnærming*. Oslo: Ad Notam Gyldendal
- Sjöberg, O., J. Palme & E. Carroll (2010). Unemployment Insurance. Kap 29 i F. G. Castles, S. Libsfreid, J. Lewis, H. Obinger og C. Piersons (red.). *The Oxford Handbook of The Welfare State*. Oxford: Oxford University Press
- SSA(2011). *Social Security Programs Throughout the World*. Washington, DC: Government Printing Office
- Starr H. (2005). Cumulating from Proper specification: Theory, Logic, research Design, and “nice” Laws. *Conflict Management and Peace Science*. 22:353-363.
- Stephens, J. D. (1979). Class Formation and Class Consciousness: A theoretical and Empirical Analysis with Reference to Britain and Sweden. *The British Journal of Sociology* 30:389-414
- Stephens, J. D., 2010. The Social Rights of Citizenship. Kap 35 i F. G. Castles, S. Libsfreid, J. Lewis, H.

- Obinger og C. Piersons (red.). *The Oxford Handbook of The Welfare State*. Oxford: Oxford University Press
- Stock M., & J. Watson (1988). Testing for common trends. *Journal of the American Statistical Association*. 83:342-68.
- Stock, J. & A-W. Watson (2010). *Introduction to Econometrics*, Third Edition 2010.
- Streeck, W & K. Thelen (2005). Introduction: Institutional Change in Advanced Political Economies. Kap 1 i Wolfgang Streeck and Kathleen Thelen (red.) *Beyond Continuity: Institutional Change in Advanced Political Economies*. Oxford: Oxford University Press
- Swank, D. (ikke datert). Electoral, Legislative, and Government Strength of Political Parties by Ideological Group in Capitalist Democracies, 1950-2006. *Database og kodebok*.
- Swank, D. (2001). Political Institutions and Welfare state Restructuring: The Impact of Institutions on Social Policy Change in Developed Democracies. kap 7 i P. Pierson (red.). *The new politics of the welfare state*. Oxford: Oxford University Press
- Swank, D. (2005). Globalization, the Welfare State and Inequality: The Domestic Sources of Contemporary Trends in Social Protection and Equality. *Social Policy and Society* 4:183-195.
- Swank, D. & C. Martin (2001). Employers and The Welfare State: The Political Economic Organization of Firms and Social Policy in Contemporary Capitalist Democracies. *Comparative Political Studies*. 34: 889-923
- Swenson P. (1991). Bringing capital back in, or social democracy reconsidered. *World Politics* 43, 513-544.
- Swenson, P. (2002). *Capitalists against Markets. The Making of Labor Markets and Welfare States in the United States and Sweden*. Oxford: Oxford University Press.
- Tepe, M. & P. Vanhuyse (2010A). Who Cuts Back and When? The Politics of Delays in Social Expenditure Cutbacks 1980-2005. *West European Politics*. 33:1214-1240
- Tepe, M. & P. Vanhuyse (2010B). Elderly bias, new social risks and social spending: change and timing in eight programmes across four worlds of welfare, 1980-2003. *Journal of European Social Policy*. 20:217-234
- Tepe, M. & P. Vanhuyse (kommer). Parties, Unions, and activation strategies: The context-dependent Politics of Active Labor Market Policy Spending. Kommer i *Political Studies*.
- Titmuss, R. M. (1987). Equity, adequacy and innovation in social security. Kap 13 i Abel-Smith, B. & Kay Titmuss (red.) *The Philosophy of welfare: Selected Writings of Richard M. Titmuss*. London: Allen & Unwin
- Vlandas, T. (2011). The dependent variable problem in quantitative studies of Active Labour Market Programmes: Uncovering hidden dynamics? *Working-paper: RECOWE Publication, Dissemination and Dialogue Centre, Edinburgh*
- Visser, J. (2007). Social Pacts, Employment and Growth. *AIEL Series in Labour Economics*, 2007. Del III: 123-156
- Visser, J. (2011). Data Base on Institutional Characteristics of Trade Unions, Wage Setting, State Intervention and Social Pacts, 1960-2010 (ICTWSS). *Database*
- Väisänen, I. (1992). Conflict and Consensus in Social Policy Development: A Comparative Study of Social

- Insurance in 18 OECD Countries, 1930-1985. *European Journal of Political Research* 22:307-27.
- Wallerstein, M. (1989). Union Organization in Advanced Industrial Democracies. *The American Political Science Review*. 83:481-501
- Wallerstein, M. (1999). Wage-setting Institutions and Pay In-equality in Advanced Industrial Societies." *American Journal of Political Science* 43:649-80.
- Western, B. (1989). Decommodification and the Transformation of Capitalism: welfare state development in seventeen OECD countries. *Journal of Sociology*. 25: 200-221
- Western, B (1991). A Comparative Study of Corporatist Development. *American Sociological Review*. 56:283-294
- Western, B. (1993). Postwar Unionization in Eighteen Advanced Capitalist Countries. *American Sociological Review*. 58:266-282
- Western, B. (1996). Vague Theory and Model Uncertainty in Macrosociology. *Sociological Methodology*. 26:165-192
- Wilson, S. E. & D. M Butler (2007). Lot More to Do: The Sensitivity of Time-Series Cross-Section Analyses to Simple Alternative Specifications. *Political Analysis*. 15:101-123
- Wittgenstein, Ludwig (1953/2001). *Philosophical Investigations*. Blackwell Publishing
- Wright, E. O. (2000). Working-Class Power, Capitalist-Class Interests, and Class Compromise. *American Journal of Sociology* 4:957-1002
- Wright, E. O. (2005). *Approaches to Class Analysis*. Cambridge: Cambridge University Press
- Young, K. (2009). Model Uncertainty in Sociological Research: An Application to Religion and Economic Growth. *American Sociological Review*. 74:380-397
- Zohlnhöfer, R., H. Obinger. & F. Wolf (2008). Partisan Politics, Globalization, and the Determinants of Privatization Proceeds in Advanced Democracies (1990–2000). *Governance* 21:95–121

Vedlegg

På grunn av plass mangel har jeg valgt å begrense antallet vedlegg. For alle ikke viste resultater og datasett kan disse bli tilsendt på mail ved å kontakte magnus.rasmussen@stv.uio.no.

Beskrivende statistikk (Alle variabler)

	N	Gjennomsnitt	Std.	Min	Maks
Sjenerøsitetsindeks	574	27.21707	7.419284	11	45.4
Erstatningsrate arb.trygd familie	567	.6498338	.1534017	0	.954
Erstatningsrate arb.trygd enkelt arbeider	568	.5485746	.1989257	0	.933
Behovsprøving (total)	226	2.330062	1.352746	.707097	6.714455
Behovsprøvd (arbeidsledighetstrygd)		.3061757	.3641042	0	1.686166
Privatutgifter (total)	488	3.025953	2.351129	.068	10.483
Privatutgifter i andell av sosialutgifter	488	.1560197	.1432249	.0039906	.6472586
Lønnsvekst	589	949885.9	3825785	667.1477	2.92e+07
Fag.mobiliseringsstyrke	895	42.21233	18.86718	7.617148	87.42718
Fag.Sentralisering	861	.4054819	.199891	.0830662	.9779911
Fagforeningsstyrke	896	18.93403	13.95349	1.578169	64.95106
Venstre (kabinett SW)	915	31.21639	37.6028	0	100
Venstre(seter SW)	884	36.07014	15.89132	0	65
Høyre (kabinett SW)	915	41.02951	41.07633	0	100
Høyre (seter SW)	884	39.29072	19.60402	3	90
Høyre (Kabinet AM)	900	40.48004	39.858	0	100
Venstre (kabinett AM)	900	32.0839	37.33647	0	100
Avindustrialisering	911	73.45975	7.463953	48.74955	87.36441
Valgdeltagelse	900	77.78797	13.86902	35	95.8
proporsjonalitet	900	.7779287	.2168013	0	1
Vetopunkter	900	2.396667	1.550553	0	5
Handelsåpenhet	890	62.09452	31.68999	9.266122	184.3079
BNP-vekst	878	3.2582	2.427103	-7.3	14.6
Arbeidsledighet	899	5.255183	3.513937	.0024721	17.14719
Arbeidsledighet (std.)	688	5.866579	3.228267	.0838223	16.81667
+65	895	13.0392	2.843449	5.726886	22.74724
PostGini (LIS)	68	.2644559	.0490764	.185	.365
PostGini(OECD)	107	.2834393	.0439363	.195	.373

SW = Swanks (id.) klassifikasjoner, AM, amingeon (2012 m.fl. klassifikasjoner)

Korrelasjon mellom uavhengige variabler

	Venstre	Høyre	Fagforeninger	Lønnsvekst	Avindustrialisering	Valgdeltagelse	Standardisert arbeidsledighetstrygd
Venstre	1						
Høyre	-0.721	1					
Fagforeninger	0.313	-0.303	1				
Lønnsvekst	-0.0530	-0.162	-0.0835	1			
Avindustrialisering	-0.0198	-0.0416	-0.208	0.0190	1		
Valgdeltagelse	0.251	-0.150	0.527	0.159	0.0292	1	
Proporsjonalitet	0.0764	-0.246	0.511	0.0677	-0.215	0.128	
Handelsåpenhet	0.0170	-0.136	0.341	-0.151	0.264	0.204	
BNP-vekst	0.0297	0.0295	0.0135	-0.0268	0.0585	-0.0406	
Arbeidsledighet 65+	-0.116	0.0810	-0.0369	0.198	0.412	0.213	
Vetopunkter	0.169	-0.175	0.185	0.0790	0.0665	0.0777	
Strukturellebegrensinger	-0.217	0.0626	-0.318	0.0714	0.0620	-0.387	
Standardisert arbeidsledighet	-0.205	0.101	-0.575	-0.0777	0.0528	-0.550	
	-0.0826	0.101	-0.0144	0.135	0.386	0.176	1

	Proporsjonalitet	Handelsåpenhet	BNP-vekst	Arbeidsledighet	65+	Vetopunkter	Strukturellebegrensinger
Proporsjonalitet	1						
Handelsåpenhet	0.329	1					
BNP-vekst	-0.0337	0.163	1				
Arbeidsledighet 65+	-0.174	0.122	0.0368	1			
Vetopunkter	0.114	0.0538	-0.250	-0.104	1		
Strukturellebegrensinger	0.170	-0.0391	-0.0188	-0.0728	0.151	1	
Standardisert arbeidsledighet	-0.167	-0.377	-0.0589	-0.111	-0.150	0.727	1
	-0.247	0.0613	0.0540	0.967	-0.103	-0.0966	-0.0984

Syntaks

Do-filen til denne oppgaven er på 170 sider og er dermed for stor til å legges ved oppgaven. Ved å sende epost til magnus.rasmussen@stv.uio.no kan do-filen bli oversendt elektronisk sammen med datasett.