

Forsvarets stabsskole

Våren 2009

Masteroppgave

**Forsvaret – en fortsettelse av
distriktspolitikken med andre midler?**

Åge Thorkildsen

Abstract**Armed forces – a continuation of distributive politics with other means?**

If politicians design policies to win election, they will allocate more public resources to politically attractive districts. Several studies have analysed the allocation of military expenditures in USA, but similar studies does not exist in Europe. This study analyzes the allocation of military expenditures in 19 election districts in Norway from 1986 to 2005. I find that districts represented on the defence committee and districts with legislative over-representation, receive higher levels of military expenditures than other districts.

Forord

Jeg vil takke veileder, professor Rune J. Sørensen for ideen til oppgaven. Jeg vil i tillegg takke for tilbakemeldinger og innspill underveis i prosessen, som gjorde arbeidet med masteroppgaven til en meget interessant og lærerik periode.

For å undersøke problemstillingen var jeg avhengig av store mengder data, som i hovedsak ble innhentet fra Statistisk sentralbyrå (SSB). Jeg vil spesielt takke Knut Ø. Sørensen ved SSB for data vedrørende Forsvaret. I tillegg er en del av de data som er benyttet hentet fra Norsk samfunnsvitenskapelig datatjenestes Kommunedatabase. NSD er ikke ansvarlig for analyse av dataene eller de tolkninger som er gjort her.

Oslo, 25. mai 2009

Åge Thorkildsen

Innholdsfortegnelse

Abstract	3
Forord	4
Innholdsfortegnelse	5
Tabelloversikt	7
Figuroversikt	7
1 Innledning	8
2 Teori	12
2.1 FORDELINGSPOLITIKK OG LOKALISERING AV FORSVARET	12
2.2 DISTRIKTSMODELLEN	15
2.2.1 Skattepris	15
2.2.2 Fagkomiteer	17
2.2.3 Hypoteser for distriktsmodellen	19
2.3 PARTIMODELLEN	19
2.3.1 Fagkomiteer	19
2.3.2 Disproporsjonal geografisk representasjon, svingvelgere og kjernevelgere	22
2.3.3 Hypoteser for partimodellen	24
2.4 OPPSUMMERING	25
3 Empirisk litteratur	27
3.1 DISTRIKTSMODELL – IKKE FORSVARSRELATERT	28
3.2 DISTRIKTSMODELL – FORSVARSRELATERT	29
3.3 PARTIMODELL – IKKE FORSVARSRELATERT	32
3.4 PARTIMODELL – FORSVARSRELATERT	37
3.5 OPPSUMMERING	37
4 Metode	39
4.1 FORSKNINGSDESIGN	39
4.2 ANALYSEMETODER	40
4.2.1 Deskriptiv statistikk	40
4.2.2 Regresjonsmodeller	40
4.3 OPERASJONALISERING AV VARIABLER OG UTLEDNING AV REGRESJONSMODELLERNE	41
4.3.1 Distriktsmodell	41
4.3.2 Partimodell	43
4.3.3 Representasjon i Forsvarskomiteen som avhengig variable	45
4.4 ANDRE VARIABLER	45
4.5 MODELLKONTROLLER	46
4.6 DATAINNSAMLING	47
4.6.1 Forsvarsutgifter	47
4.6.2 Offentlige utgifter	48
4.6.3 Representanter på Stortinget og i Forsvarskomiteen	48
4.6.4 Befolkning	49
4.6.5 Svingvelgere	49
4.6.6 Sosiale forhold	50
4.6.7 Indekser	50
4.7 VALIDITET OG RELIABILITET	50
5 Dataanalyse	53
5.1 DESKRIPTIV STATISTIKK	53
5.1.1 Forsvarsutgifter	53
5.1.2 Representasjon i Forsvarskomiteen	57
5.2 REGRESJONSANALYSER	59
5.2.1 Modellkontroll – kontroll av forutsetninger for regresjonsanalyser	59
5.2.2 Distrikts- og partimodell	60
5.2.3 Sivilt offentlig konsum som avhengig variabel	63
5.2.4 Representanter i Forsvarskomiteen som avhengig variabel	64
5.2.5 Andre analyser	65

5.3 OPPSUMMERING	65
6 Diskusjon.....	67
6.1 DRØFTING AV RESULTATER.....	67
6.1.1 Distriktsmodellen	67
6.1.2 Partimodell.....	70
6.2 EVENTUELLE KONSEKVENSER AV FORDELINGSPOLITIKK I FORSVARET	78
6.3 OPPSUMMERING	79
7 Konklusjon	81
Kildeliste	83
Vedlegg 1 - Tabeller deskriptiv statistikk	89
Vedlegg 2 Utskrift regresjonsanalyser	90
Vedlegg 3 Utskrift regresjonsanalyser - eksklusiv Nord-Norge	93
Vedlegg 4 Utskrift regresjonsanalyser – sivil konsum.....	96
Vedlegg 5 Utskrift – Hausman test	99
Vedlegg 6 Utskrift regresjonsanalyse - representasjon i Forsvarskomiteen som avhengig variabel	105
Vedlegg 7 – Utskrift regresjonsanalyser – stemmer per mandat	106
Vedlegg 8 Utskrift regresjonsanalyser – minste vinnende koalisjon.....	108
Vedlegg 9 Utskrift regresjonsanalyser – mobiliseringspotensialet for ikke-sosialistiske velgere	109
Vedlegg 10 Beregning av kuttpunktetthet	110
Vedlegg 11 Korrelasjonsmatrise	111

Tabelloversikt

Tabell 1: Oversikt over empirisk litteratur	27
Tabell 2 Oversikt over empirisk litteratur knyttet til hypotesene	38
Tabell 3 Hausmantest – testresultater for distrikts- og partimodellene	59
Tabell 4 Resultat av regresjonsanalyser	60
Tabell 5 Resultat av regresjonsanalyser med utelatelse av Nordland, Troms og Finnmark	62
Tabell 6 Resultat av regresjonsanalyser for sivilt offentlig konsum	63
Tabell 7 Resultat av regresjonsanalyse med medlem i Forsvarskomiteen som avhengig variabel	64

Figuroversikt

Figur 1 Modell – faktorer som påvirker Forsvarets lokalisering	9
Figur 2 Modell - faktorer som antas å påvirke lokaliseringen av Forsvaret med hypoteser	39
Figur 3 Distriktsmodell – faktorer som antas å påvirke lokalisering av Forsvaret med hypoteser	41
Figur 4 Partimodell – faktorer som antas å påvirke lokalisering av Forsvaret med hypoteser	43
Figur 5 Gjennomsnittlige forsvarsutgifter per innbygger 1986–2005 - kolonnebredde angir antall innbyggere.	53
Figur 6 Forsvarsutgifter, drift og investering per innbygger for perioden 1986–2005 ...	54
Figur 7 Årlige forsvarsutgifter fylkesfordelt per innbygger for perioden 1986–2005	55
Figur 8 Endring i forsvarsutgifter per innbygger fra 1986 til 2005	56
Figur 9 Oversikt over totale fylkesfordelte forsvarsutgifter for perioden 1986–2005	56
Figur 10 Gjennomsnittlig representasjon i Forsvarskomiteen fra fylkene i perioden 1986–2005	57
Figur 11 Fylkenes representasjon i Forsvarskomiteen i prosent av antall stortingsrepresentanter	58
Figur 12 Representasjon i Forsvarskomiteene fra sosialistiske og ikke-sosialistiske partier i perioden 1986–2005	58

Forsvaret – en fortsettelse av distriktspolitikken med andre midler?¹

1 Innledning

Det er stadig omorganisering og relokalisering av Forsvarets virksomhet, senest ved beslutning om flytting av operativt hovedkvarter fra Jåtta til Reitan, og flytting av generalinspektørene fra Oslo til området hvor den enkelte forsvarsgren har sin hovedtyngde av virksomhet. Ved slike omorganiseringer er det mange interessenter som har ulike ønsker og målsettinger for lokaliseringen. I noen tilfeller kan det se ut til at hensynet til å vinne velgere og sikre sysselsetting og inntekter til distriktene i stor grad påvirker den politiske beslutningen.

Forsvaret virksomhet er spesiell, siden produktet er et kollektivt gode som alle innbyggere i Norge nyter godt av. Dette i motsetning til store deler av sivilt offentlig konsum² som er knyttet til befolkningens etterspørsel etter offentlige tjenester. Eksempler på dette er utdanning og helsetjenester som i større grad må tilbys der behovene er. Etter den kalde krigens slutt har strategiske forhold mindre betydning for lokalisering av Forsvaret. Fra et militært synspunkt bør derfor Forsvaret lokaliseres på steder med god tilgang til øvingsområder og kompetent personell, samt mulighet for å samle avdelinger for effektiv drift.

Selv om Forsvaret ikke skal dekke lokalt behov, medfører Forsvarets virksomhet lokale arbeidsplasser, samt kjøp av varer og tjenester fra lokalt næringsliv. Sett fra distriktspolitisk side, bør derfor Forsvaret lokaliseres for størst mulig distriktspolitisk nytte. Siden lokalisering av Forsvaret vil være et gode for velgerne i distriktet, kan det innebære økt støtte for politikere og partier som er ansvarlige for lokaliseringen. Lokaliseringen av Forsvaret kan derfor brukes av politikerne for å vinne velgere.

Distriktspolitikk og ulike valgtaktiske hensyn omtales i litteraturen som fordelingspolitikk. Fordelingspolitikk innebærer fordeling av offentlige midler som tilgodeser spesielle distrikter, mens kostnadene fordeles på hele landet gjennom beskatning (Savage 1999). Fordelingspolitikk omfatter både representantenes kamp for goder til eget distrikt, og partienes fordeling av midler på nasjonalt nivå. Hensikten med partienes fordeling er utjevning av forskjeller, og å vinne flest mulig representanter. Det antas at partiene vil forsøke å vinne velgere med minst mulig ressursbruk, noe som kan innebære forskjell i fordelingen til valgdistriktene. Hvis ulike typer fordelingspolitikk benyttes for forsvarsutgifter, kan det påvirke lokaliseringen av Forsvaret.

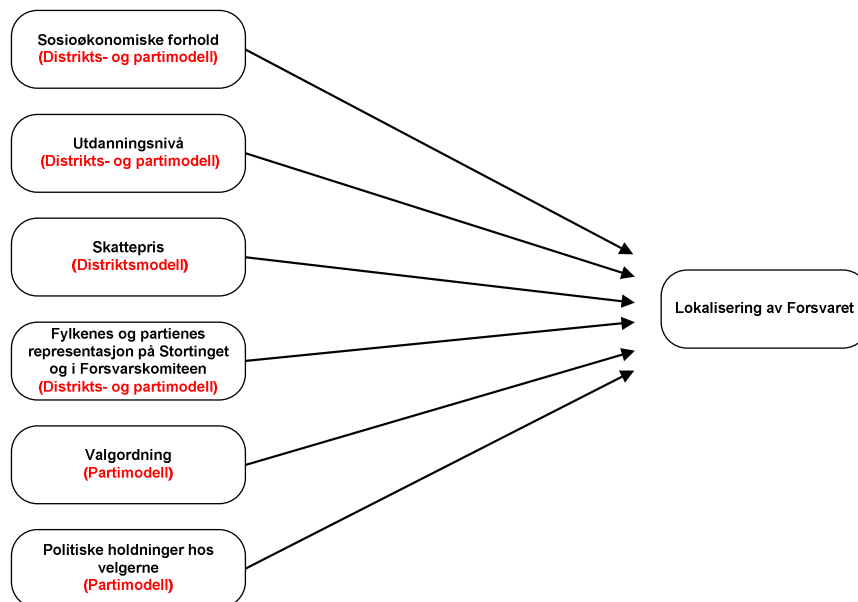
¹ En omskrivning av Clausewitz' "...war is nothing but the continuation of policy with other means." (Clausewitz 1976:69).

² Sivilt offentlig konsum omfatter totale offentlige utgifter fratrukket forsvarsutgifter.

På bakgrunn av dette er problemstillingen:

Lokaliseres Forsvaret i politisk attraktive valgdistrikt som følge av fordelingspolitikk?

Hensikten med undersøkelsen er derfor å teste ut teorien om fordelingspolitikk på Forsvaret. Dette gjøres ved å undersøke om ulike faktorer påvirker fordelingen av forsvarsutgiftene, og dermed lokaliseringen av Forsvaret. Modellene som benyttes i analysen tar utgangspunkt i teorien og de empiriske undersøkelsene som det blir redegjort for, og bruker ulike elementer fra disse. Det er to delvis konkurrerende modeller som benyttes i analysene: distriktsmodellen og partimodellen. I distriktsmodellen er det representantene fra det enkelte distrikt som er i fokus, mens det er partiene på nasjonalt nivå som er i fokus i partimodellen. Modellene har noen felles faktorer, og illustreres på følgende måte:



Figur 1 Modell – faktorer som påvirker Forsvarets lokalisering

Modellen viser faktorer som antas å påvirke Forsvarets lokalisering. Attraktive valgdistrikt for politikerne er spesielt knyttet til valgordningen med antall velgere per mandat, samt politiske holdninger hos velgerne i fylket, hvor andelen svingvelgere og kjernevelgere inngår. Det benyttes regresjonsanalyser med paneldata på fylkesnivå fra 1986 til 2005 for å undersøke sammenhengene. Eventuell påvirkning av faktorene som er angitt i modellen er ikke nødvendigvis negativt samfunnsøkonomisk. Det kan imidlertid innebære at Forsvaret ikke får organisert virksomheten på en best mulig måte i forhold til sine oppgaver, fordi Forsvaret blir lokalisert på for mange steder. Jeg antar at distriktpolitiske effekter kan oppnås på en bedre og mer effektiv måte med andre virkemidler, enn lokalisering av Forsvarets virksomhet.

Det er foretatt mye forskning på fordelingspolitikk, men i forhold til militæret er disse nesten utelukkende foretatt i USA. Det finnes ingen kvantitative studier som analyserer Forsvarets

lokalisering i Norge. Tilsvarende studier er heller ikke funnet for andre europeiske land. Det finnes casestudier av konkrete lokaliseringsbeslutninger, men disse gir ikke grunnlag for generelle konklusjoner om fordelingspolitikken karakter. I denne studien testes et bredere sett av forklaringsvariabler enn i tilsvarende studier av geografisk fordelingspolitikk, jf. figur 1.

Funnene fra analysen indikerer følgende for lokalisering av Forsvaret:

- Representasjon i Forsvarskomiteen, spesielt for komitémedlemmer som er representanter for partier med stortingsflertall, betyr høyere forsvarsutgifter i fylket. Analysene tyder på at hvis for eksempel Finnmark hadde fått én representant i komiteen, ville det innebære en årlig økning på 1084 kroner i forsvarsutgifter per innbygger. Dette utgjør ca 81 millioner kroner totalt per år.
- Valgordningen, med antall velgere per mandat, innebærer høyere forsvarsutgifter i fylket. Det betyr at stemmer kjøpes billigst mulig ved å fordele forsvarsutgifter til fylker med få velgere per stortingsrepresentant. Hvis for eksempel Oslo hadde fått samme representasjon som Finnmark i Stortinget, ville Oslo fått en økning på 3526 kroner per innbygger, og 1713 millioner kroner totalt per år.

Er dermed Forsvaret en fortsettelse av distriktspolitikken med andre midler? Svaret på dette er ja. Ikke fordi Forsvaret benyttes for å overføre penger til fylker med dårlige levekår i form av høy arbeidsledighet, lav inntekt, stor andel med sosialhjelp etc., men fordi distriktene er overrepresentert i Stortinget og komiteene som følge av valgordningen.

En innvending mot designet i undersøkelsen er Forsvarets strategiske lokalisering, spesielt under den kalde krigen, som i stor grad sammenfaller med fylker hvor ulike distriktspolitiske virkemidler benyttes. For å ta hensyn til dette, foretas også analyser hvor de nordligste fylkene er utelatt. Dette endrer imidlertid ikke på resultatet.

I kapittel 2, teori, redegjøres det for aktuell teori og hypotesene for undersøkelsen utledes. Først gis en beskrivelse av fordelingspolitikk generelt og Forsvarets lokalisering. Deretter redegjøres for distrikts- og partimodellen, som er de to modellene som benyttes i analysene. I kapittel 3 redegjøres for empiriske undersøkelser som er gjort innenfor emnet. I kapittel 4, metode, redegjøres det for forskningsdesign og analysemetoder, samt operasjonalisering av variabler. I tillegg beskrives hvilke modellkontroller som foretas. Kapittel 5, dataanalyse, består av deskriptiv statistikk hvor det vektlegges å gi en oversikt over de viktigste data i forhold til problemstillingen. Det betyr at det fokuseres på forsvarsutgifter og representasjon i Forsvarskomiteen. Regresjonsanalyser utgjør den andre delen av dataanalysen, hvor det foretas analyser av distrikts- og partimodellen. I tillegg utføres modellkontroller, samt ulike

regresjonsanalyser for å teste modellen i forhold til problemstillingen og mulige innvendinger mot designet. I Kapittel 6 drøftes resultatene fra dataanalysen mot hypotesene, og knyttes til teori og empiriske undersøkelser. I kapittel 7 foretas konklusjonen for oppgaven.

2 Teori

For å undersøke problemstillingen, *lokaliseres Forsvaret i politisk attraktive valgdistrikt, som følge av fordelingspolitikk?*, er det ulike teorier og modeller innenfor fordelingspolitikk og politisk spillteori som legges til grunn, og som det derfor redegjøres for. Etter de teoretiske redegjørelsene utledes hypotesene for undersøkelsen. Hypotesene er på tilsvarende måte som teoriene og modellene delvis konkurrerende.

Mer detaljert innebærer dette at det først vil redegjøres for fordelingspolitikk generelt og lokalisering av Forsvaret i forhold til oppgavene som skal løses. Deretter redegjøres det for distriktsmodellen og partimodellen, som er de to modellene som benyttes i analysene. I begge modellene inngår fagkomiteene, som antas å påvirke fordelingspolitikken, men på ulik måte. Til slutt foretas en oppsummering inkludert alle hypotesene.

2.1 Fordelingspolitikk og lokalisering av Forsvaret

Fordelingspolitikk innebærer fordeling av offentlige midler eller tildeling av kontrakter som tilgodeser spesielle distrikt, mens kostnadene fordeles over hele landet gjennom beskatning. Klassiske eksempler er militærbaser, veiutbyggingsprosjekter og bygging av demninger (Savage 1999:121–122). Dixit og Londregan (1996) hevder at fordelingspolitikken kan deles inn i to nivåer. Det første nivået er de store, programmessige fordelingene som reflekterer gjeldende ideologisk syn om rettferdighet. Det andre nivået er de taktiske fordelingene som foretas for å vinne velgere. De taktiske fordelingene omfattes av faktorer i distrikts- og partimodellen, og redegjøres for under avsnitt 2.2 og 2.3.

Det første nivået omfatter sosiale velferdsordninger, som blir finansiert gjennom skattelegging av innbyggerne. Disse fordelingene er relativt stabile over tid, og skifter kun ved store ideologiske endringer i befolkning. Et eksempel er Storbritannia og USA på begynnelsen av 1980 tallet, da det skjedde en endring under statsminister Thatcher og president Reagan etter henholdsvis omkring 40 og 50 år med stabilitet (Dixit & Londregan 1996:1132–1133). Slike programmessige fordelinger skjer i stor grad som følge av etterspørselen etter offentlige tjenester, som for eksempel helsetjenester. Fordelingen er følgelig et resultat av behovet i befolkningen for disse tjenestene.

I Norge er likhetstankegangen utbredt, og det er mindre forskjeller i samfunnet enn i de fleste andre land. Dette skyldes relativ stor enighet blant de politiske partiene om behovet for rettferdig fordeling, som innebærer små forskjeller mellom fylker og kommuner. Det er imidlertid ulikt syn mellom partiene om hvordan dette bør gjøres, og i hvor stor grad det bør foretas utjevning. Selv

om omfordelingene på det øverste nivået har til hensikt å dekke lokalt behov, og jevne ut sosiale forskjeller, vil også disse være en del av politikernes midler for å vinne velgere.

Et viktig kjennetegn for Forsvaret, er at sikkerheten det skaper, er et nasjonalt kollektivt gode som alle innbyggere nyter godt av. Dette innebærer at Forsvaret, i motsetning til mye annet offentlig konsum, ikke er til for å dekke lokale behov. Lokaliseringen av Forsvaret er derfor ikke knyttet til befolkningens etterspørsel etter offentlige goder som skal dekkes. Sivilt offentlig konsum vil i mye større grad være rettet mot slike behov, som for eksempel utdanning og helsetjenester som må tilbys der behovene finnes. Ideelt sett kan derfor lokaliseringen av Forsvaret foretas på en slik måte, at mest mulig sikkerhet kan skapes av de ressursene som tildeles Forsvaret.

Det har vært en endring i lokaliseringsbehovet for Forsvaret, sett fra et militært synspunkt, etter den kalde krigen. Under den kalde krigen hadde Norge et forsvarskonsept som innebar et minimum av stående styrker i høy beredskap, kombinert med en hovedstyrke som skulle mobiliseres hurtig. Disse styrkene skulle holde motstanden gående, inntil allierte forsterkninger fra Nato nådde frem. Holdetid var derfor en viktig faktor, og var kjernen i forsvarsplanleggingen fra 1970-tallet og resten av den kalde krigen. Siden invasjonstrusselen var fra Sovjetunionen, samt at Nato-medlemskapet sikret Sør-Norge, innebar dette at Forsvaret kunne fokusere sin innsats i Nord-Norge (Børresen, Gjeseth & Tamnes 2004). Forsvarets avdelinger i Nord-Norge var derfor i stor grad lokalisert av strategiske grunner for å sikre nødvendig holdetid.

Etter den kalde krigens slutt endret trusselbilde seg, da det ikke lenger var noen stor trussel om invasjon fra Russland. I stedet ble det fokus på konflikter i andre land, spesielt på Balkan, og etter hvert fokus på terrortrusselen. Samtidig var det en rask, teknologisk utvikling med høyere krav til kompetanse og mer kapitalintensive operasjoner. Dette medførte at invasjonsforsvarskonseptet ble oppgitt. Fokus ble dreid mot et innsatsforsvar, med små enheter av høy kvalitet, kort reaksjonstid og stor mobilitet som skulle kunne settes inn nasjonalt og internasjonalt etter behov (Børresen et al. 2004). Disse forholdene gjaldt for alle forsvarsgrenene, men endringen var størst for Hæren, siden tilstedeværelse og overvåking i Nordområdene fremdeles er aktuelt for Sjøforsvaret og Luftforsvaret. For Heimevernet var det også store endringer, men når det gjelder lokalisering var endringene mindre. Avdelingene er fremdeles spredt rundt i hele landet, og er viktig i forbindelse med sikring av objekter og installasjoner i forhold til terrorisme.

Som følge av det nye forsvarskonseptet, er det ikke lenger det samme behovet for lokalisering av avdelinger i spesielle områder av strategiske grunner. Det vil si at man i større grad kan ta hensyn til hvor det er mulig å rekruttere og beholde kompetent arbeidskraft, og hvor man har

tilfredsstillende øvingsområder etc. Lokaliseringen kan derfor i større grad foretas i forhold til det som er optimalt for å ivareta Forsvarets oppgaver, og dermed produsere sikkerhet på en effektiv måte. Det er imidlertid også andre hensyn, enn Forsvarets behov, som tas av politikerne. Dette kan være hensynet til å vinne velgere, men kan også være samfunnsmessige hensyn som følge av at det samfunnsøkonomisk er gunstig med en annen lokalisering.

I Norge utgjør Forsvarsbudsjettet store beløp som distriktene ønsker en del av. Selv om Forsvarets produkt ikke er et lokalt gode, vil lokaliseringen kunne innebære lokale arbeidsplasser, samt kjøp av varer og tjenester fra lokalt næringsliv. I tillegg vil Forsvaret kunne gi økte skatteinntekter i fylket. Skatteinntektene vil imidlertid medføre reduserte statlige overføringer. Dette innebærer at politikerne kan ønske å benytte Forsvaret for å utjevne forskjeller mellom fylker, og derfor lokalisere Forsvaret i distrikter som scorer lavt på ulike sosioøkonomiske indikatorer. Hvis det er likegyldig for Forsvaret hvor det er lokalisert, kan dette være samfunnsøkonomisk fornuftig. Hvis det derimot går utover Forsvarets evne til å drive effektivt, ved at virksomheten spres på mange avdelinger, eller at Forsvaret lokaliseres i områder hvor det er vanskelig å rekruttere kompetent personell, vil de negative konsekvensene kunne bli større enn fordelene som oppnås for distriktene.

Johansson (2003:883) hevder at det tradisjonelle synet på fordelingspolitikk, er at fordelingen er motivert av et ønske om effektivitet og likhet, noe som innebærer at en velferdsmaksimerende regjering vil overføre penger fra rike til fattige regioner på ulike måter. Ved en slik tilnærming vil offentlige midler fordeles til distriktene ut fra sosioøkonomiske forhold, slik at man kan opprettholde bosetting og levestandard. Det vil si at arbeidsledighet, innbyggernes kjøpekraft, fraflytting, antall trygdede etc. er det som bestemmer fordelingen, og at partitilhørighet og distriktsrepresentasjon er av mindre betydning. Del Rossi (1995) hevder også at fordelingen av offentlige midler kan skje som følge av en god offentlig politikk, og at fordelingen ikke kun er politisk motivert for å vinne stemmer. Hun mener derfor at økonomiske og sosioøkonomiske variabler må være med i analyser som bestemmende faktorer for nivået på offentlige utgifter.

Lindbeck og Weibull (1987:289) hevder at maksimering av velferd kan være ønskelig av politikerne, men at dette er for å tilfredsstille velgerne og dermed vinne i neste valg. Dette skjer i de tilfellene der det ikke er noen systematisk variasjon i partipreferansene, mens konsumpreferansene varierer mellom sosioøkonomiske grupper. I slike tilfeller vil omfordelingen skje inntil den gjennomsnittlige marginale nytten er lik i de sosioøkonomiske gruppene. Weingast, Shepsle og Johnson (1981:644) hevder imidlertid at fordelinger til sosioøkonomiske grupper ikke omfattes av fordelingspolitikken, selv om det kun er enkelte

distrikt som nyter godt av fordelingen. En slik snever definisjon av begrepet er imidlertid ikke vanlig, og benyttes derfor ikke her.

Selv om forsvarsutgifter ikke i samme grad som sivilt konsum fordeles på bakgrunn av sosioøkonomisk forhold, antas Forsvarets lokalisering å kunne være et resultat av ønsket regionalpolitikk, hvor sosioøkonomiske forhold i distriktene påvirker lokaliseringen. Dette som følge av at Forsvaret bidrar med arbeidsplasser og etterspør tjenester lokalt. Som et mål på lokalisering av Forsvaret benyttes forsvarsutgifter per innbygger i fylket, og følgende hypotese utledes for sosioøkonomiske forhold:

Hypotese 1: Forsvarsutgifter per innbygger øker ved lav score på sosioøkonomiske indikatorer, men ikke i like stor grad som for sivilt offentlig konsum.

Antall arbeidsplasser i Forsvaret har blitt redusert de siste årene, mens kravet til kompetanse har økt som følge av den teknologiske utviklingen. Dette innebærer at tilgang på personell med høy kompetanse på mange forskjellige områder har økt. Dette har betydning for lokaliseringen av Forsvaret, for å sikre rekruttering og beholde kompetanse. Det antas derfor at lokalisering av Forsvaret blir foretatt til områder som har stor andel innbyggere med høyskoleutdanning, og følgende hypotese utledes:

Hypotese 2: Forsvarsutgifter per innbygger øker med økt andel med høyskoleutdanning i fylket.

Hypotese 1 og 2 vil bli benyttet i både distrikts- og partimodellen.

2.2 Distriktsmodellen

Distriktsmodellen innebærer at politikere som representerer et spesielt distrikt, forsøker å få nasjonale finansieringer av ulike prosjekter til sitt hjemdistrikt for å vinne velgere der. Det er to forklaringsfaktorer som anses som de viktigste i distriktsmodellen som benyttes her. Den første faktoren er skatteprisen i det enkelte distrikt. Dette som følge av at distrikter som betaler lav skattepris vil etterspørre mer av offentlige goder, enn distrikter med høy skattepris. Den andre faktoren er representasjonen i de faste komiteene, som følge av hestehandel mellom politikerne for å få gjennom saker. Sakene kommer opp på ulike tidspunkt, derfor vil overholdelse av avtaler hovedsakelig være mulig gjennom representasjon i komiteene. En nærmere redegjørelse for disse to faktorene, samt hypotesene for distriktsmodellen følger nedenfor.

2.2.1 Skattepris

Distriktsetterspørselen blir en funksjon av skattekostnaden siden fordelene konsentreres til et geografisk spesifikt distrikt, mens kostnaden spres på alle distriktene gjennom generell beskatning. Siden det enkelte distrikt bare betaler en brøkdel av den totale kostnaden, innebærer det at den samlede etterspørselen fra samtlige distrikt blir for høy. Grunnlaget for et distrikts

etterspørsel etter goder, fremsatt av en folkevalgt, vil være kravet fra en representativ velger i dette distriktet. Siden finansieringen av prosjekter skjer gjennom generell beskatning, vil etterspørselen etter goder være en avtakende funksjon av skatteprisen. Den folkevalgte for et distrikt vil optimalisere velferden til den representative velgeren, hvor det tas hensyn til individenes og styresmaktens budsjettbeskrankninger. I tillegg vil etterspørsel fra andre distrikt bli tatt som gitt (Helland & Sørensen 2009:5–8). Hvis dette er tilfelle for forsvarsutgifter i Norge, vil det innebærer at fylker med lav skattepris vil etterspørre en stor andel forsvarsvirksomhet til sitt distrikt.

Et annet viktig forhold når det gjelder kostnadene for et distrikt, er politikernes transformering av økonomisk kostnad og nytte til politisk kostnad og nytte, hvor sistnevnte er grunnlag for beslutningene. Politiseringen av kostnadene innebærer at bruk av penger på et prosjekt, vil bli verdsatt som økonomisk fordel for eiere av innsatsfaktorer i prosjektet. Dette som følge av ny etterspørsel, og som følge av høyere pris på grunn av den økte etterspørselen. I tillegg vil verdivurderingen omfatte fordelene for brukerne av prosjektet. Økte priser på innsatsfaktorene vil være en kostnad for andre konsumenter av disse produktene, men disse vil bli spredt og kan bli skjult av den generelle prisstigningen. I tillegg blir ofte de økonomiske fordelene overdrevet, og de økonomiske tapene bagatellisert i den politiske kalkuleringen av prosjekter (Weingast et al. 1981:643–649).

For å få godkjent prosjekter til distriktene, må man ha flertall i parlamentet, noe som krever samarbeid mellom representantene. Hvis alle representanter stemmer for alle prosjekter, innebærer det at alle representantene får det de ønsker. En slik omfattende hestehandel omtales som universalismeløsningen. Dess flere distrikter det er, dess større blir overforbruket, noe som også medfører økt størrelse på styresmaktene (Baqir 2002:1319). Det beste for den enkelte representant ville være at kun prosjekter til eget distrikt ble gjennomført, men dette vil ikke være akseptabelt for de andre representantene (Helland og Sørensen 2008:112). Weingast et al. (1981) hevder at i tillegg til universalisme er det gjensidigheten mellom distriktene, som innebærer at distriktene aksepterer at forskjellene i distriktene innebærer ulik politisk prioritering, som medfører støtte for hverandres prosjekter. Kombinasjonen av universalismen og gjensidigheten medfører dermed at prosjekter rettet mot spesifikke distrikt får støtte, selv fra de som ikke har noen interesser i saken, i bytte for tilsvarende støtte for egne saker.

I Norge dominerer kommune- og lokalpartier nominasjonsprosessen, noe som medfører at lokale interesser påvirker valg av Stortingsrepresentanter. Mulighet for gjenvalg kan derfor avhenge av en representants innsats for lokale interesser (Strøm 1996:30–31). Hvis universalismeløsningen

er gjeldende i Norge, kan det innebære at Forsvaret blir spredt på flere steder enn det som er optimalt for å løse oppgavene.

Et alternativ til universalismeløsningen er etablering av en minste vinnende koalisjon. I en slik situasjon vil det være mest gunstig for en minimum vinnende koalisjon å utnytte de resterende 49 prosent. Siden det ikke er noen juridisk bindende avtaler, innebærer imidlertid dette at mindretallet kan kjøpe to prosent av representantene, ved å tilby fordeler til deres distrikt, og dermed forme et nytt flertall. Resultatet av dette vil være et parlamentarisk kaos (Inman & Fitts 1990:83). Det kan imidlertid være mulig med slike avtaler, hvis koalisjonene har kontroll med ulike fagkomiteer som har dagsordensmakt. På den måten kan gruppene ha sikkerhet for at de politiske avtalene blir etterlevd. Fagkomiteene er den andre faktoren i distriktsmodellen som benyttes, og redegjøres for nedenfor.

2.2.2 Fagkomiteer

Fagkomiteer antas å spille en rolle i distriktsmodellen. Dette gjelder spesielt i forhold til dagsordensmakt for å overholde politiske avtaler.

Folkevalgte representanter streber etter gjenvalg ved å sørge for goder til egne velgere. Problemet er at representantene ikke kan oppnå dette på egenhånd, men må samarbeide med andre representanter. Overholdelse av avtaler i et slikt samarbeid er imidlertid et problem. Dette gjelder spesielt håndhevelse av avtaler over tid, siden folkevalgte ikke kan binde fremtidige representanter. I utgangspunktet er det derfor ikke noe som hindrer en representant å reforhandle eller trekke seg fra en avtale, så snart prosjektet i eget distrikt er sikret. Selv ikke gjentatte interaksjoner mellom representanter er nok alene, selv om dette kan være et incentiv for å holde avtaler (Weingast & Marshall 1988).

Når det gjelder overholdelse av avtaler gjennom komitémedlemskap, benyttes teoriene til Weingast og Marshall (1988). Deres teori fokuserer på hvordan koalisjoner i lovgivende forsamlinger formes og løfter holdes, som en parallell til teori om bedrifter og kontrakter. På tilsvarende måte som i bedrifter er det to hovedkomponenter, det ene er målet og preferansene til individene, som er å søke gjenvalg for politikerne, og det andre er transaksjonskostnader på grunn av mangelfull informasjon, opportuniste og andre agentproblemer. I motsetning til i et marked hvor det er ulike løsninger for håndhevelse av avtaler, er ikke tilsvarende tilstede i politiske sammenhenger. Teorien bygger på tre forutsetninger. For det første at folkevalgte representerer interessentene som er lokalisert innenfor eget distrikt. For det andre at partiene ikke setter begrensninger for den enkelte representant. For det tredje at majoritetsregelen er en bindende begrensning. I tillegg bygger teorien på følgende tre forutsetninger for komiteene:

1. Komiteene består av seter som besettes av individuelle representanter. Komiteen har et spesifisert ansvarsområde, hvor komiteen har monopol på retten til å bringe opp saker som alternativ til status quo for votering, samt at forslaget må ha flertall av stemmene for å endre status quo.
2. Det er eiendomsrett til setene, som innebærer at komitémedlemmene beholder setene så lenge de ønsker. I tillegg er det komitéledelse etter ansiennitet, samt at rettigheten til komitéposisjonen ikke kan selges eller byttes med andre.
3. Når et medlem velger å fratrukke komiteen blir setet ledig, hvor det er en budmekanisme før den gis til en ny representant.

Komitésystemet innebærer beskyttelse mot opportunistisk atferd og dermed varighet for de fremforhandlede løsningene. Grunnen til dette er at komiteene har kontroll med agendaen og vetomakt over forslag fra andre som vedrører komiteens ansvarsområde. Det vil si at komiteen har dagsordensmakt. Komiteenes kontroll motvirker dermed muligheten, og ønske om å reforhandle eller bryte inngåtte avtaler. Komiteen vil derfor ikke akseptere forslag som innebærer at komitémedlemmene kommer dårligere ut. Siden byttene er institusjonalisert gjennom komiteene, innebærer det også at problemet med at prosjektene kommer opp på forskjellig tidspunkt har mindre betydning.

Komitésystemet har i tillegg innvirkning på hvilke koalisjoner som etableres. For det første innebærer dagsordensmakten at en koalisjon må inkludere medlemmer av relevant komité, ellers vil ikke forslaget kunne komme opp til votering. Dette betyr at bare forslag som medfører at komitéflertallet kommer bedre ut enn status quo vil slippe gjennom, og at avtaler mellom komitémedlemmer har større sjans for suksess enn avtaler på tvers av komiteer. For det andre har det effekt på koalisjonenes varighet, siden det blir en rigiditet i forhold til å etablere nye koalisjoner innenfor komitésystemet.

For å undersøke og teste ut teorien, benytter Weingast og Marshall (1988) andres undersøkelser som primært er gjennomført i USA. Det trekkes tre konklusjoner av disse undersøkelsene. For det første at lovgivende institusjoner håndhever avtalene blant representantene. For det andre at spesielle ikke-markedstransaksjoner som finner sted i lovgivende forsamlinger viser seg overlegne markedstransaksjoner. For det tredje at komitésystemet begrenser koalisjonstypene som kan formes i det enkelte tilfellet. Videre hevdes det at de empiriske funnene støtter fire implikasjoner som følger av modellen for lovgivende institusjoner. For det første at komiteene består av representanter som har mer enn gjennomsnittlig interesse i vedkommende politikkområde. For det andre at representantene blir medlemmer av de komiteene de verdsetter

høyest. For det tredje at komitémedlemmene oppnår en disproporsjonal andel av fordelene fra deres politikkområde. For det fjerde at politikken endres, hvis interessene representert i komiteen endres, forutsatt at interessene til de som ikke er komitémedlemmer holdes konstant.

Hvis tilsvarende er gjeldende i Norge, vil det innebære at komiteene har stor innvirkning på politikken innenfor fagområdet, og at fylker representert i Forsvarskomiteen får en relativt høyere andel av forsvarsutgiftene.

Det er imidlertid en rekke problemer med modellen, som at den ser bort fra troverdighetsproblem og ikke spesifiserer noen dagsordensmakt, samt at den ikke tar stilling til hvordan koalisjonen deler gevinsten (Helland & Sørensen 2008:115–116). I Norge anses partiene som et viktigere representasjonsobjekt enn komiteene. Et annet forhold er at komiteene på Stortinget ikke har mulighet til å ta opp saker på eget initiativ. I tillegg har man en åpen regel, slik at Stortinget ikke er begrenset av innspillene som kommer fra komiteene. Alle forutsetningene for modellen til Weingast og Marshall (1988) er derfor ikke tilstede for komiteene på Stortinget.

2.2.3 Hypoteser for distriktmodellen

På bakgrunn av teoriene utledes følgende hypoteser for distriktmodellen:

Hypotese 3: Forsvarsutgifter per innbygger reduseres ved økt skattepris i fylket.

Hypotese 4: Forsvarsutgifter per innbygger i fylket øker ved representasjon i Forsvarskomiteen.

2.3 Partimodellen

Mens Studier fra USA og Canada finner at eget valgdistrikt er det viktigste representasjonsobjektet, indikerer studier fra europeiske land at partiet er det viktigste representasjonsobjektet (Helland 2000:12). I Norge antas også at partipolitikken er det viktigste for Stortingsrepresentantene. Partimodellen er et alternativ til distriktmodellen. Mens sistnevnte fokuserer på politikernes fokus på eget distrikt for å sikre gjenvalg, innebærer partimodellen at de politiske partiene på nasjonalt nivå forsøker å maksimere støtte, ved å bruke forskjellig nivå på utgiftene i valgdistriktene ut fra partiets ønske om å kjøpe stemmer billigst mulig (Helland & Sørensen 2009). Her vil det fokuseres på tre forhold: disproporsjonal geografisk representasjon, svingvelgere og egne kjernevelgere. I tillegg antas de faste fagkomiteene å spille en rolle i partimodellen. Det redegjøres derfor først generelt for faste komiteer og for komiteene på Stortinget spesielt.

2.3.1 Fagkomiteer

Politikere vet ikke alltid hva utfallet av en vedtatt politikk vil bli, på grunn av manglende ekspertise og informasjon på området. En måte å løse problemet på, er gjennom et komitésystem

hvor komitémedlemmene har nødvendige kompetanse for å gi de folkevalgte tilstrekkelig informasjon for å fatte riktige beslutninger. Hvis et parlament er risikoavers, vil de være villige til å betale for slik informasjon, ved å gi fordeler til komitémedlemmene i form av dagsordensmakt. Ved å få dagsordensmakt vil komitémedlemmene ha incentiv for å spesialisere seg. Dette er et dynamisk spill med manglende informasjon, hvor blant annet McCarty og Meirowitz (2007) har utledet en modell³.

Modellen til McCarty og Meirowitz tar utgangspunkt i et system hvor parlamentet kan velge mellom to ulike regler for beslutningstaking. Den første er det som kan kalles en åpen regel, som innebærer at en sak fra komiteen kan bli endret av parlamentet før avstemming. Den andre er en lukket regel, som innebærer at det stemmes over en sak fra komiteen, som ikke kan endres før avstemming. Det vil si at man stemmer for eller mot komiteens forslag i forhold til en status quo politikk. I en slik situasjon vil komiteen ha stor innflytelse på vedtatt politikk i forhold til en åpen regel.

Når det gjelder komiteens spesialisering, er det et spill hvor parlamentet først bestemmer om det er en åpen eller lukket regel som skal benyttes. I neste trekk bestemmer komiteen om den skal spesialisere seg, og dermed betale kostnaden for å tilegne seg kunnskap. Deretter vil komiteen komme med sin innstilling til politikk. Til slutt observerer parlamentet om komiteen spesialiserer seg for å få kunnskap, observerer innstillingen de gir, og beslutter en politikk. Beslutningen vil da være for eller imot status quo ved en lukket regel, mens det ved en åpen regel velges parlamentets ønskede politikk. Dette innebærer at komiteene ofte spesialiserer seg under en lukket regel, men ikke under en åpen regel. Videre angis implikasjonen av dette, at det alltid er best for parlamentet hvis idealpunktet til komiteen er nært idealpunktet til parlamentet, og at komiteene derfor bør utpekes slik at de er representative i forhold til parlamentets preferanser (McCarty & Meirowitz 2007:227–232).

Hvis komitémedlemmenes representativitet er perfekt i forhold til plenum, vil en endring i medianen medføre en tilsvarende endring i politikken. Hvis dette ikke er tilfelle, kan det innebære at endringer i medianrepresentantens preferanser ikke medfører endret politikk, slik at det blir avvik mellom vedtak i plenum og medianrepresentantens ønsker. Disse ulempene kan imidlertid veies opp av gevinstene med komiteene, som innebærer mindre og mer oversiktlige saksfelt, med komitémedlemmer som har mulighet for å være eksperter på sitt fagområde. Dette gir grunnlag for bedret informasjon, og kan innebære raskere og bedre opplyste vedtak i plenum (Helland & Sørensen 2008:111).

³ Den matematiske utledningen av spillene vil ikke bli redegjort for her. Detaljert utledning finnes i McCarty & Meirowitz (2007:227–232).

Det er plenum som bestemmer representantenes fordeling til komiteene, noe som innebærer at plenum vil plassere personer i komiteene som sørger for at flertallets ønskede politikk er utfallet. Hvis interessekonflikten mellom plenum og komité er for stor, vil det innebære at plenums evne til å fatte riktige beslutninger blir svekket. Plenum vil derfor ikke godta komiteer med en politikk som avviker sterkt fra det som plenum ønsker. Undersøkelser viser også at preferansene hos komiteenes medlemmer gjenspeiler preferansene i plenum (Helland & Sørensen 2008:118–125). Dette hevdes også av Krehbiel (2004:119) som mener at de fleste komiteer gjenspeiler preferansene i nasjonalforsamlingen, og derfor er et mikrokosmos av denne.

Carsey og Rundquist (1999:1156–1157) hevder at representanter fra områder med spesielle interesser vil søke seg til relevant komité for å fremme og beskytte disse interessene. Hvis områder og representanter drar fordel av å være i en komité, vil det også innebære at områder som allerede har representanter i en komité, sannsynligvis vil fortsette å være representert uavhengig av partitilhørighet. Selvseleksjon til komiteene på Stortinget blir også angitt i maktutredningens sluttrapport fra 1982, men dette blir imøtegått av Helland (2000:7–30) som mener at et rasjonelt flertall ikke vil tillate dette.

Fagkomiteen er et hjelpeorgan for Stortinget som foretar saksforberedelser for nesten alle saker som skal opp i Odelstinget eller Stortinget. Fagkomiteen har ikke anledning til å ta egne politiske initiativ eller treffe vedtak i sakene som behandles, med unntak av "...kontroll- og konstitusjonskomiteen kan åpne sak på eget initiativ [og] forsvarskomiteen skal «følge de tiltak som blir gjort på det beredskapsmessige område» og kan ta opp saker i den forbindelse". (Stortinget 2008c:1). Formelt sett er det derfor flertallsprinsippet som gjelder i nasjonalforsamlingen i Norge (Rasch 1998:141).

Det har imidlertid blitt hevdet at det er under arbeidet i komiteene og partigruppene at de fleste sakene i realiteten avgjøres, noe som også ble angitt i maktutredningen i 1993, hvor Hernes hevder at "Det er meget sjelden at Stortinget treffer noen annen beslutning enn den komiteen anbefaler. I praksis er det foretatt en delegering til komiteene" (gjengitt etter Rasch 1998:145). Dette innebærer at Stortinget kan treffe flertallsvedtak som ikke samsvarer med flertallets vilje. En årsak til dette er at komiteene er relativt små, noe som innebærer at de ikke nødvendigvis representerer Stortinget som helhet, hvis den består av sektorforkjempere eller på andre måter ikke er representativ. Dette blir imidlertid tilbakevist i den siste maktutredningen, hvor partipolitikken anses som det viktigste for komitémedlemmene (Helland 2000). Videre hevder Helland at flertallsforslag fra komiteene ikke sjeldent blir overprøvd av Stortingets plenum, men at sannsynligheten for dette var lavere hvis flertallsfraksjonen i komiteen hadde flertall i plenum.

Det er valgkomiteen som bestemmer sammensetningen av fagkomiteene på Stortinget, og i valgkomiteen skal partiene være forholdsmessig representert (Stortinget 2008d). Siden valgkomiteen er på 37 medlemmer blir ikke plenumsmøter gjennomført hyppig, i stedet er det komiteens arbeidsutvalg, som består av presidenten og de parlamentariske lederne, som gjør mye av arbeidet. Dermed blir det partigruppens ledelse som får en stor betydning når komitéplasser skal fordeles, og selve personfordelingen er i stor grad et internt partianliggende (Rasch 1998:148–149). Talsmenn for sektorinteresser i komiteene vil kunne binde opp partiene ved behandling i plenum (Østerud, Engelstad & Selle 2003:101), noe som ikke er ønskelig for partiene.

2.3.2 Disproporsjonal geografisk representasjon, svingvelgere og kjernevelgere

I tillegg til at de faste komiteene antas å spille en rolle i partimodellen, er det den geografiske representasjonen, samt andelen svingvelgere og kjernevelgere som antas å være de viktigste forklaringsvariablene i denne modellen.

Helland og Sørensen (2008; 2009) har en modell som inkluderer disproporsjonal geografisk representasjon. I en slik situasjon vil det være billigst å kjøpe velgere i distrikter hvor det er få velgere per mandat, siden det er færre velgere som må overbevises for å vinne én representant fra distriktet.

Ved Sttingsvalg i Norge, er det disproporsjonal geografisk fordeling, hvor antall velgere per mandat er forskjellig i fylkene. Mandatfordelingen er fastsatt i Grunnloven fra 1814, men det har vært flere endringer etter dette. Opprinnelig var det færrest innbyggere i byene, og siden systemet var slik at disse ble overrepresentert, ble det satt et tak på én tredjedel av stortingsrepresentantene kunne komme fra byene. I årene etter 1814 var det en stor tilflytting til byene, men den opprinnelige begrensningen gjorde at distriktene ble overrepresentert. Selv om det har vært gjort endringer i mandatfordelingen i Grunnloven, er distriktenes overrepresentasjon opprettholdt (Helland & Sørensen 2009). Fordelingen av mandater blir nå foretatt på bakgrunn av folketall og areal i fylket⁴. Den siste endringen har også medført færre distriktsmandater og flere utjevningsmandater, for også å bedre den partipolitiske proporsjonaliteten (Aardal 2008).

Med svingvelger menes velgere som er politisk moderate, og tilnærmet likegyldig til partiene i forhold til politisk posisjon. Svingvelgere har stor sannsynlighet for å bytte side på bakgrunn av spesielle fordeler de vil kunne oppnå ved å bytte parti (Dixit & Londregan 1996:1148). Ut fra svingvelgermodellen vil det ikke være nødvendig å bruke penger på trofaste egne velgere, da

⁴ ”Fordelingen skjer ved at man først finner en veid sum av (antall innbyggere) + (antall kvadratkilometer*1,8). Deretter fordeles 169 mandater på fylkene ved hjelp av den rene Sainte Laguës metode (med første delingstall 1,0).” (Aardal 2008:3).

disse uansett vil stemme på eget parti. Motstanderens kjernevelgere vil være svært vanskelig å overtale, og vil dermed være kostbare å kjøpe. Derfor bør man satse på svingvelgere, siden disse velgerne kan overtales med minst ressursbruk.

Modellen til Dixit og Londregan (1996) for svingvelgere, tar utgangspunkt i en politisk konkurranse, hvor det er to partier som kjemper om velgernes støtte. Det forutsettes at velgerne er heterogene i forhold til deres tilknytning til partiene. I tillegg er velgerne opptatt av egne fordeler, noe som påvirker deres partiloyalitet. Velgernes villighet til å gå på akkord med partitilknytningen som følge av tilbud om goder, er det som gir grunnlag for omfordelingspolitikken i denne modellen. Lindbeck og Weibull (1987:289) hevder også at partiene vil favorisere svingvelgerne, og at dette vil skje hvis konsumpreferansene er lik, mens det er forskjeller i partipreferansene mellom ulike grupper.

Cox og McCubbins (1986) hevder på den annen side at politikere vil investere lite eller ingenting i opposisjonsgrupper, noe mer hos svingvelgere og mest til egne kjernevelgere. De hevder at kandidatens holdning til risiko vil påvirke strategien. Svingvelgere blir ansett som investeringer med høyere risiko, enn mer velkjente grupper som en risikoavers politiker vil investere i. Det kan imidlertid være politikere som er villig til å ta høyere risiko, og som derfor vil investere mer hos svingvelgere. Dette kan være politiske utfordrere som har lite å forsvare, og mer å vinne på å ta risiko. Et annet forhold er hvilket tidsrom man fokuserer på. Hvis man ser på flere valgperioder vil det å ignorere egne velgere én periode, kunne innebære at disse blir svingvelgere i neste periode (Cox 2007).

Modellene tar utgangspunkt i en situasjon hvor det er to partier som kjemper om stemmene. Dette er imidlertid ikke situasjonen i Norge, men ved en deling i sosialistiske og ikke-sosialistiske partier vil situasjonen kunne tilpasses til modellen på en tilfredsstillende måte. Det kan imidlertid være et problem med en slik inndeling da for eksempel Senterpartiet, som er ansett for å være et ikke-sosialistisk parti, fra 2005 har vært i en sosialistisk regjering med Arbeiderpartiet og Sosialistisk venstreparti.

Cox (2007:11) kritiserer modellene fordi det antas at alle velgerne deltar i valg. Modellene tar derfor ikke hensyn til at antall stemmer kan økes ved å mobilisere nye velgere, i tillegg til å overtale velgere. Han mener også at forutseningen med to partier innebærer at det ikke tas hensyn til alle forhold vedrørende koordinering mellom partier, som vil være tilfelle i situasjoner hvor flere partier deltar i valget.

På bakgrunn av teoriene antas at partiene på nasjonalt nivå ønsker å kjøpe stemmer billigst mulig. Hvis dette er tilfellet også for forsvarsutgifter, kan det innebære at lokalisering av

Forsvaret er påvirket av kjøp av stemmer fra distrikt med få velgere per mandat eller stor andel svingvelgere, eventuelt distrikt med mange kjernevelgere.

Det vil benyttes to variabler for svingvelgere i analysene. Den ene er volatiliteten, det vil si andelen som bytter parti fra et Stortingsvalg til et annet, som gir uttrykk for velgernes ideologisk partitilknytning. Velgere med liten partitilknytning anses lettere å svinge og dermed billigere å kjøpe enn andre velgere. Den andre er kuttpunkttettheten for distriktet. På den ideologiske dimensjonen vil distriktene ha ulik fordeling for velgerne, hvor de som har høyest kuttpunkttetthet vil være mest attraktive. Grunnen til dette er at et økt budsjett vil skifte en større andel av velgere mot det partiet som er ansvarlig for det økte budsjettet (Helland & Sørensen 2009).

For kjernevelgere vil andelen ikke-sosialistiske stemmer benyttes. Grunnen til dette er at stortingsflertallet vedtar budsjettene, og de ikke-sosialistiske partiene hadde flertall på Stortinget i hele perioden som undersøkes. I tillegg vil det ikke-sosialistiske potensialet bli benyttet i en alternativ analyse for kjernevelgere. Dette fordi det kan være vanskelig for et parti å gjøre det mye bedre i et distrikt, hvis partiet allerede har sterk støtte der. Det antas at partiet i stedet vil bruke mer penger der hvor det er potensielt mange velgere som kan mobiliseres. Det vil si der det er lav valgdeltakelse.

2.3.3 Hypoteser for partimodellen

På bakgrunn av teorien utledes følgende hypoteser for partimodellen:

Hypotese 5: Forsvarsutgifter per innbygger i fylket øker ved representasjon i Forsvarskomiteen, forutsatt at komitémedlemmene tilhører partier med stortingsflertall.

Hypotese 6: Fylker som er representert i Forsvarskomiteen, fortsetter å være representert i komiteen i neste stortingsperiode.

Hypotese 7: Forsvarsutgifter per innbygger i fylket reduseres ved økning i antall velgere per mandat.

Hypotese 8: Forsvarsutgifter per innbygger i fylket øker ved økt volatilitet blant velgerne.

Hypotese 9: Forsvarsutgifter per innbygger i fylket øker ved økt kuttpunkttetthet for velgerne.

Hypotese 10: Forsvarsutgifter per innbygger i fylket øker ved økt andel kjernevelgere.

I tillegg til disse hypotesene vil hypotese 4 vedrørende komiteene i distriktmodellen også være gjeldende her.

2.4 Oppsummering

I dette kapittelet ble det redegjort for det som anses å være relevant teori for å undersøke problemstillingen, hvor det først ble redegjort for fordelingspolitikk generelt og Forsvarets lokalisering. Selv om forsvarsutgifter ikke i samme grad som sivilt konsum fordeles på bakgrunn av sosioøkonomiske forhold, antas at disse forholdene også påvirker Forsvarets lokalisering. Forsvarets lokalisering var nært knyttet til strategien under den kalde krigen. Etter den kalde krigens slutt anses det å være færre strategiske grunner for lokaliseringen, og at denne i større grad kan foretas ut fra hva som er best for løse Forsvarets oppgaver på en effektiv måte.

Deretter ble det redegjort for de to modellene, distrikts- og partimodellen, som benyttes i denne undersøkelsen. I begge modellene antas de sosioøkonomiske forholdene og utdanningsnivå å spille en rolle. I distriktsmodellen er det representantene fra det enkelte distriktet som er i fokus, hvor representantene antas å forsøke å få prosjekter til eget hjemdistrikt for å vinne velgere. Representantene vil forsøke å optimalisere velferden til den representative velgere, og skatteprisen i distriktet antas som den viktigste forklaringsvariabelen i modellen. I tillegg vil komitérepresentasjon være en forklaringsvariabel i forhold til overholdelse av avtaler.

I partimodellen er det partiet på overordnet nivå, det vil si for landet som helhet som er i fokus, hvor partiet ønsker å kjøpe flest mulig stemmer billigst mulig. Antall velgere per mandat, kjernevelgere og svingvelgere angitt ved volatilitet og kuttpunkttettheten for velgerne, antas å være de viktigste forklaringsfaktorene i modellen. Også for partimodellen antas komitérepresentasjon å ha innvirkning.

Etter hver teori ble hypotesene for undersøkelsen utledet, disse er som følger:

Hypotese 1: Forsvarsutgifter per innbygger øker ved lav score på sosioøkonomiske indikatorer, men ikke i like stor grad som for sivilt offentlig konsum.

Hypotese 2: Forsvarsutgifter per innbygger øker med økt andel med høyskoleutdannelse i fylket.

Hypotese 3: Forsvarsutgifter per innbygger reduseres ved økt skattepris i fylket.

Hypotese 4: Forsvarsutgifter per innbygger i fylket øker ved representasjon i Forsvarskomiteen.

Hypotese 5: Forsvarsutgifter per innbygger i fylket øker ved representasjon i Forsvarskomiteen, forutsatt at komitémedlemmene tilhører partier med stortingsflertall.

Hypotese 6: Fylker som er representert i Forsvarskomiteen, fortsetter å være representert i komiteen i neste stortingsperiode.

Hypotese 7: Forsvarsutgifter per innbygger i fylket reduseres ved økning i antall velgere per mandat.

Hypotese 8: Forsvarsutgifter per innbygger i fylket øker ved økt volatilitet blant velgerne.

Hypotese 9: Forsvarsutgifter per innbygger i fylket øker ved økt kuttpunktetthet for velgerne.

Hypotese 10: Forsvarsutgifter per innbygger i fylket øker med økt andel kjernevelgere.

I det neste kapitlet vil det redegjøres for den empiriske litteraturen, samt at teorien og hypotesene som er utledet i dette kapitlet knyttes til drøftingen av den empiriske litteraturen.

3 Empirisk litteratur

I dette kapitlet redegjøres det for den empiriske litteraturen, samt at teorien og hypotesene som ble utledet i forrige kapittel knyttes til drøftingen av den empiriske litteraturen.

Det er foretatt mye forskning innenfor emnet fordelingspolitikk utenlands, men også noe i Norge. Internasjonalt er det også foretatt en del studier som er forsvarsrelatert, noe som ikke er funnet for Norge eller andre europeiske land. Det som er spesielt med min undersøkelse i forhold til andre undersøkelser, er at både en distriktsmodell og to partimodeller benyttes for å undersøke sammenhengene, samt at komitérepresentasjon undersøkes i modellene. I tillegg undersøkes både forsvarsutgifter og sivilt konsum i forhold til de ulike forklaringsvariablene i de tre modellene. Min studie har derfor en bredere tilnærming enn de fleste andre undersøkelser innenfor fordelingspolitikk.

En oppsummering av den empiriske litteraturen som benyttes vises i tabellen nedenfor, hvor litteraturen deles inn i fire grupper, ut fra om den omhandler distrikts- eller partimodellen, og om den er forsvarsrelatert eller ikke.

Tabell 1: Oversikt over empirisk litteratur

	Ikke Forsvarsrelatert	Forsvarsrelatert
Distriktsmodell	Helland, L. & Sørensen, R. J. (2009) Helland, L. (2000) Borge, L.-E. & Rattsø, J. (1997) Inman, R. P. & Fitts, M. A. (1990)	Rundquist, B., Lee, J.H. & Rhee, J. (1996) Carsey, T. M. & Rundquist, B. (1999) Ferejohn, J. A. (1974) Del Rossi, A. F. (1995) Strøm, E. (1996)
Partimodell	Levitt, S. D. & Snyder, J. M. (1995) Wright, G. (1974) Dahlberg, M. & Johansson, E. (2002) Johansson, E. (2003) Ansolabehere, S., Gerber, A & Snyder, J. (2002) Helland, L. & Sørensen, R. J. (2009) Helland, L. (2000)	Carsey, T. M. & Rundquist, B. (1999)

Mange av disse undersøkelsene er foretatt i USA, noe som innebærer at ikke alle deler av undersøkelsene nødvendigvis er representative for norske forhold, siden det er forskjeller på det politiske systemet. Forskjellene er blant annet at representantene i senatet og representantenes hus først og fremst representerer eget valgdistrikt. Et annet forhold er at USA, etter valgreformen i 1962, har et valgsystem hvor alle stemmer teller likt. Et tredje forhold er at de faste komiteene

har mer makt og innflytelse, enn komiteene i Norge. Selv om det er forskjeller i det politiske systemet, anses likevel disse å være de mest relevante i forhold til min undersøkelse.

3.1 Distriktsmodell – ikke forsvarsrelatert

Helland og Sørensen (2009) analyserer statlig finansiert veiutbygging i Norge, for landets 19 fylker, for perioden 1973 til 1997. Funnene fra undersøkelsen indikerer at variasjonen i investeringene kan forklares ut fra to ulike politiske mekanismer: én som operer på nivået til distriktenes representanter og den andre på nivået til de nasjonale partiene. Undersøkelsen viser at de enkelte distriktene i noen grad er i stand til å få ønskede prosjekter godkjent av Stortinget. I distriktsmodellen anser de skatteprisen for å være den viktigste forklaringsvariabelen. I tillegg benyttes inntekt per innbygger og urbanisering som forklaringsvariabler. Resultatet fra regresjonsanalysen viser at skatteprisen er signifikant negativt forbundet med veiutbygging. Inntekt og urbanisering er imidlertid ikke signifikant. Tilsvarende funn for forsvarsutgifter i Norge vil bety en støtte for hypotese 3, som innebærer at forsvarsutgifter per innbygger reduseres ved økt skattepris i fylket.

Et forhold som ikke undersøkes av Helland og Sørensen (2009) er komiteenes eventuelle påvirkning på veiutbyggingen. Om det er noen sammenheng mellom medlemmer av Transport- og kommunikasjonskomiteen på Stortinget og veiutbygging kunne vært interessant, siden det er få kvantitative undersøkelser av slike sammenhenger i Norge.

Komiteene blir imidlertid undersøkt i utredningen til Helland (2000), hvor han undersøker påstanden om en segmentert stat⁵, og konsentrerer seg om forholdet mellom Stortingets fagkomiteer og plenum. Han drøfter betingelser for og konsekvenser av segmentering, og foretar analyser av eksisterende og nytt materiale. Funnene viser at Stortinget ikke sjelden overprøvede flertallsforslag fra komiteene. Hvis tilsvarende også gjelder for forsvarsutgifter vil det innebære at det ikke er støtte for hypotese 4, om økte forsvarsutgifter med komitémedlemmer.

Det er faktorer som kan begrense distriktsetterspørselen, noe som undersøkelsen til Borge og Rattsø (1997) viser. Undersøkelsen tar for seg omfordelingspolitikk, og undersøker hvilke faktorer som bestemmer inntektene til fylker og kommuner i Norge i perioden 1900–1990. Funnene i undersøkelsen indikerer at politisk styrke er en viktigere faktor enn ideologi, når det gjelder å forklare variasjon i finansiering av lokalt styre. En minoritet-koalisjonsregjering innebærer 30 prosent mer inntekter til lokalt styre i det lange løp, enn ett-partiregjering med majoritet. Dette viser at en sterk regjering er i stand til å holde tilbake for press om økt forbruk i

⁵ En segmentert stat innebærer at sektorentusiaster med medlemmer fra sektorens organisasjoner, fagdepartement og fagkomité er premissleverandører og setter dagsordenen for politiske beslutninger (Helland 2000:3).

fylker og kommuner. I forhold til min studie innebærer dette at regjeringens styrke i perioden som undersøkes, kan innvirke på distriktsmodellen og muligheten for å få støtte for hypotesene i denne modellen.

Inman og Fitts (1990) har en annen tilnærming, hvor de undersøker politiske institusjoner og skattepolitikken i USA. De undersøker problemet med stadig økende statlige underskudd, med ineffektivitet i statlig bruk av penger og skattelegging. Utgangspunktet er hypotesen om at den politiske prosessen vedrørende valg om skattelegging, er et koordineringsspill for allokering av fellesressurser. Spillerne er de folkevalgte representantene, og ressursene er nåværende og fremtidig nasjonalt skattegrunnlag. Spillerne benytter en strategi som er optimal for seg selv, men som er til skade for helheten, fordi den kan medføre overforbruk av innenlandske offentlige programmer. Dette medfører overforbruk av offentlige ressurser og nasjonal velstand. Dette er prosessen kjent som universalisme.

De lager en modell for statlige utgifter og skatt, som testes ved bruk av data fra USA fra 1795 til 1988. Resultatet fra analysene viser at skatteprisen har betydning. Måling av marginal skattekostnad for én ekstra dollar i velgerutgifter, er statistisk og kvantitativt signifikant, og medfører en reduksjon i både forbruk og skattebaserte subsidier. Resultatet viser også at sterke presidenter har betydning på skatteutgifter, innenlands forbruk og skattesatser.

Hvis tilsvarende resultat for skatteprisen er tilstede i Norge, vil det kunne innebære at fylkets skattepris har innvirkning på forsvarsutgifter i fylkene. Fylker med lav skattepris vil i så fall etter spørre en relativt større andel av forsvarsbudsjettet, og det vil være støtte for hypotese 3.

Det blir angitt en rekke begrensninger i undersøkelsen, både konseptuelt og i de empiriske undersøkelsene. Et forhold er at de ikke benytter paneldata for distriktene, noe som kan ha innvirket på resultatet av analysene.

3.2 Distriktsmodell – forsvarsrelatert

Studien til Rundquist et al. (1996) undersøker fordeling av forsvarskontrakter mellom stater i USA i perioden 1965 til 1983. Studien fokuserer på forsvarskomiteene i kongressen. Studien skal svare på to spørsmål: Innebærer en stats representasjon i forsvarskomiteene i kongressen at staten får flere dollar i forsvarskontrakter? Hvordan påvirker ansiennitet i forsvarskomiteen fordelingen av militære kontrakter til den enkelte stat? Det benyttes et paneldesign for å analysere sammenhengene, hvor den avhengige variabelen er målt som verdien i dollar per innbygger av forsvarskontrakter mottatt av hver stat.

Analysen viser at representasjon i forsvarskomiteene påvirker fordelingen av kontrakter. I tillegg er den militære industriens kapasitet positiv og signifikant forbundet til fordeling av kontrakter,

mens effekten av ideologisk orientering er neglisjerbar. Nivået på kontrakter foregående år har også stor effekt på fordeling av kontrakter, mens endringer av medlemmer i senatets komité ikke har effekt. I representantenes hus er det en positiv sammenheng når de får ett medlem, men dette er ikke signifikant. Når de derimot mister ett medlem er det et signifikant tap av kontrakter. Dette er konsistent med konvensjonell kunnskap om at nybegynnere ikke har nok politisk innflytelse til å påvirke fordeling av goder til egne velgere, mens seniorer har en slik innflytelse. Statistisk er det industriell kapasitet og hvor store kontrakter det har vært i tidligere år som har den største forklaringen på fordelingen, mens fordelingspolitikk forklarer en mindre del.

Hvis tilsvarende forhold er tilstede for forsvarsutgifter i Norge, som for forsvarskontrakter i undersøkelsen, vil det kunne innebære at representasjon i forsvarskomiteen påvirker forsvarsutgifter per innbygger i fylket, noe som vil bety en støtte for hypotesene 4.

Det er forhold som jeg mener ikke blir undersøkt, og heller ikke diskutert i undersøkelsen som mulige forklaringer. Et forhold er om fordelingen kommer som følge av fordeling til stater med mange svingvelgere. De undersøker imidlertid ideologi, ved konservativ score, men denne er ikke signifikant og diskuteres derfor ikke videre. Et annet forhold er om rettferdig fordeling og ønske om utjevning av sosiale forskjeller kan ha innvirkning på fordelingen. Det er ikke angitt at det er kontrollert for sosioøkonomiske variabler, som kunne gi indikasjoner på dette.

Carsey og Rundquist (1999) analyserer også utgifter til militære kjøp, men sammenligner komitésentrert med partisentrert fordelingsteori. Det blir foretatt tre ulike regresjonsanalyser med data fra 1963 til 1989, med følgende avhengige variabler: militært kjøp per stat per innbygger, stat representert i en militærkomité i representantenes hus og stat representert i en militærkomité i senatet. Resultatene fra analysen viser at hver av de avhengige variablene er sterkt relatert til sin egen tidligere verdi, noe som er forventet. Det er ingen signifikant økning i kontrakttildelinger for en stat representert i senatets forsvarskomité. I representantenes hus er det imidlertid en statistisk signifikant økning for demokratene, men ikke for republikanerne. Et høyere nivå av kontrakter til en stat tidligere, resulterer i en større sannsynlighet for at den staten vil bli representert i en forsvarskomité i representantenes hus. Tilsvarende effekt er ikke tilstede i senatet.

Sosioøkonomiske forklaringer blir ikke drøftet, men det fremkommer av fotnotene at analyser med sosioøkonomiske forklaringsvariabler er gjennomført. Funnene i undersøkelsen viser at bare majoritetspartiets medlemmer representert i forsvarskomiteene medfører økte kontrakter. De andre funnene er ikke entydige, da det er forskjell mellom representantenes hus og senatet og mellom partiene. I forhold til distriktsmodellen i min undersøkelse, er det ingen støtte for hypotesene.

Ferejohn (1974) undersøker ”pork barrel politics” i forbindelse med utbygging av vannressurser i USA, for perioden 1947–1968, utført av den amerikanske hærens ingeniøravdelinger. ”Pork barrel expenditures” blir i studien definert som utgifter som ikke kan forsvares rent økonomisk, det vil si at total kostnad overstiger totale fordeler (Ferejohn 1974:235). Studien tar for seg hvordan prosjekter blir valgt ut, bevilgningsprosessen i Representantenes hus og Senatet, og analyse av komiteenes effekt på fordelingen av vannutbyggingsprosjekter. Det er en rekke hypoteser som undersøkes. Resultatene fra undersøkelsen støtter blant annet hypotesene om at både ledere og medlemmer av komiteene i stor grad påvirker fordelingen av prosjekter. Undersøkelsen viser imidlertid at komitéledere som representerer en stat uten andre ressurser, ikke er i stand til å få et vannutbyggingsprosjekt til sin stat.

Hvis tilsvarende forhold er tilstede for forsvarsutgifter i Norge, vil det kunne innebære at fylker som er representert i Forsvarskomiteen vil få en relativ større andel av forsvarsutgiftene per innbygger enn andre fylker (støtte for hypotese 4).

Undersøkelsen til Del Rossi (1995) analyserer også fordelingen av de årlige utgiftene til hærens ingeniøravdelingens utbygging av vannressurser i USA. Men i tillegg til å undersøke de politiske motivasjonene for fordelingen, blir også de økonomiske faktorene analysert. Studien tar for seg en lang tidsperiode, fra 1865 til 1988. Funnene i undersøkelsen viser, at økonomiske faktorer har spilt en viktig rolle i beslutninger om å bruke penger på prosjekter for hærens utbygging av vannressurser. I perioden 1865 til 1920 økte utgiftene til vannutbygging med økonomisk utvikling og vekst, mens i perioden 1921 til 1988 økte utgiftene ved en nedgang i BNP per innbygger og økt arbeidsløshet. Det blir hevdet at et slikt funn er viktig, da fordelingspolitikk vanligvis ikke knyttes til makroøkonomiske forhold og motkonjunkturpolitikk. I den første perioden viser funnene at majoritetspartiet kontrollerer utgiftsnivået, mens i nyere tid handler de folkevalgte etter normen begrenset universalisme, hvor man er influert av kostnadene for velgerne ved økte utgifter. Men også en slik norm innebærer ineffektiv bruk av midlene, hvor utgiftene er bestemt hovedsakelig av økonomiske variabler og marginal skattekostnad av utgiftene. Det hevdes at en implikasjon av undersøkelsen, er at analyser av fordelingspolitikk bør inneholde økonomiske og sosioøkonomiske variabler som nøkkelfaktorer for nivået på utgiftene.

Slike variabler blir benyttet i min undersøkelse, og kan innebære støtte for hypotese 1. I tillegg vil det kunne være støtte for hypotese 3, hvis marginal skattekostnad også har innvirkning på fordeling av forsvarsutgifter.

Del Rossi undersøker ikke om svingvelgere, eventuelt kjernevelgere, kan influere på fordelingen. Fokus for undersøkelsen er imidlertid på å finne ut om økonomiske faktorer påvirker fordelingen.

Det er ikke funnet undersøkelser i Norge som analyserer hvordan representasjon i Forsvarskomiteen påvirker kontrakter eller fordeling av midler til fylkene. Strøm (1996) undersøker imidlertid hvordan kommunene påvirker sentrale beslutningstagere i forbindelse med lokalisering av Forsvarets virksomhet. Studien undersøker fire involverte kommuner, Andøy og Målselv i forbindelse med relokalisering av luftvernbatalljoner, og Lødingen og Harstad i forbindelse med opprettelsen av Hålogaland Sjøforsvarsdistrikt. Undersøkelsen er en sammenlignende casestudie, som baserer seg på skriftlige kilder og intervju. Funnene viser at Stortinget var den viktigste arenaen for kommunene, fordi de avgjørende beslutninger blir tatt der. De viktigste kontaktene var representanter med felles fylkestilhørighet mellom representanter og kommune. I undersøkelsen fremkommer det også at kommunene hadde kontinuerlig kontakt med representanter i Forsvarskomiteen, for å forsøke å påvirke Forsvarskomiteens innstilling. Det indikeres i studien at representantenes mulighet for gjenvalg, kan økes ved å yte en innsats til kommunen som de har en tilknytning til gjennom fylket.

Fordelen med en slik casestudie er at den går i dybden, og får frem detaljer om hvordan og hvem kommunene forsøkte å påvirke i Stortinget. Et problem er imidlertid hvor representative disse er, og dermed muligheten for generalisering. Studien sier noe om disse tre situasjonene, men sier ikke om det er noen systematikk i dette, slik som min undersøkelse gjør. Siden politikerne forsøkte å påvirke medlemmene i Forsvarskomiteen, er det grunn til å tro at de anså at medlemmene var i stand til å påvirke forsvarspolitikken og lokaliseringen av Forsvaret. Om dette er tilfelle vil min undersøkelse kunne avdekke.

3.3 Partimodell – ikke forsvarsrelatert

Levitt og Snyder (1995) undersøker sammenhengen mellom politiske partier og fordelingen av offentlige utgifter i USA. Hypotesen er at antall stemmer for demokratene er positivt korrelert med offentlige utgifter, også når det kontrolleres for demografiske og sosioøkonomiske variabler. Det benyttes regresjonsanalyser av data på distriktsnivå for valgresultater og offentlige hjelpeprogrammer for perioden 1984 til 1990. Den avhengige variabelen er gjennomsnittlig årlig offentlig utgift til et distrikt, for alle programmer.

Funnene viser at partiene spiller en signifikant rolle i fordelingen av offentlige utgifter. For det første er utgiftene til distriktene en økende funksjon av antall stemmer for demokratene i et distrikt. For det andre er fordelingen skjev til fordel for demokratene der allokeringen av utgiftene skjer ved bruk av formler. For det tredje er det en skjev fordeling til fordel for demokratene, for program som var initiert i perioden hvor demokratene hadde flertall i både representantenes hus og senatet. Selv om resultatene viser partipåvirkning på fordelingen, er det også en del begrensninger. Et forhold er at endringer i antall representanter for partiene ikke får

innvirkning på kort sikt. Et annet forhold er målretting av tiltak mot spesifikke distrikt. De hevder at hvis majoritetspartiet kan overføre midler til spesielle distrikt, betyr det at de vil allokere mer penger til distrikter som er representert av majoritetspartiet. En slik sammenheng finner de ikke, og konkluderer med at selv om man kan målrette tiltak mot ulike typer velgere, kan ikke partiet enkelt målrette tiltak mot spesifikke distrikt.

Hvis tilsvarende er gjeldene for partiene på Stortinget, og lokalisering av Forsvaret i fylkene, kan det innebære at det ikke er støtte for hypotese 10. Når det gjelder konklusjonen om at partiet ikke enkelt kan målrette tiltak mot spesifikke distrikt, kan det imidlertid hevdes at det kan være andre årsaker til at majoritetspartiet ikke tildeler midler til distrikt hvor de allerede er representert. En grunn kan være at partiene tar lojale støttespillere for gitt, og i stedet tilgodeser svingvelgere (Lindbeck & Weibull 1993; Dixit & Londregan 1996). Undersøkelsen til Levitt og Snyder omfatter en relativ kort periode, fra 1984 til 1990, noe som kan påvirke resultatet. En annen innvendig er at analysene som presenteres ikke gjør bruk av paneldata. De angir imidlertid at det er gjennomført analyser hvor paneldata er benyttet, for å undersøke partienes rolle, men disse tallene presenteres ikke.

Wrights (1974) klassiske undersøkelse fokuserer på allokeringen av offentlige utgifter blant statene i USA. Det benyttes data fra perioden 1932–1940, ”the New Deal years”⁶, fordi dette anses som et laboratorium for å teste ut hypoteser om politisk atferd. Grunnen til dette, var at det demokratiske partiet hadde kontroll med både senatet og representantenes hus, og at partiet var villig til å følge presidenten i den økonomiske politikken. Det argumenteres for at forskjeller i offentlige utgifter per innbygger mellom statene, i stor grad var resultatet av en prosess for maksimering av forventede valgstemmer. Kjøp av stemmer gjennom en generell, makroøkonomisk politikk blir imidlertid ansett som usikker og midlertidig.

Hvis tilsvarende er tilstede i Norge, kan det innebære at forsvarsbudsjettet blir brukt for å kjøpe politiske stemmer. Dette gjelder spesielt i perioder med flertallsregjering, siden dette var tilfelle i årene som omfattes av undersøkelsen. Det er imidlertid ikke mange perioder med flertallsregjeringer i Norge i nyere tid, og ingen i perioden som omfattes av min undersøkelse. Siden det er stortingsflertallet som fatter vedtak om budsjettene, vil det kunne være støtte for hypotese 10, da det var et ikke-sosialistisk flertall i hele perioden som undersøkes.

Selv om Wrights undersøkelse omfatter en periode som anses som et laboratorium, kan det stilles spørsmål til hvor relevant data for en slik relativt kort periode er i dag. I tillegg er det ca 35 år

⁶ ”New Deal, vanlig navn på F. D. Roosevelts reformprogram i USA. I snevrere forstand omfatter New Deal årene 1933–38 da det ble ført en aktiv reformpolitikk; i videre forstand kan navnet brukes om hele Roosevelts presidenttid 1933–45.” (Sirevåg 2009:1)

siden analysen ble foretatt med data fra 70–80 år tilbake i tid. Det har skjedd store endringer etter dette på mange områder innenfor den økonomiske politikken og blant politikere. Det antas imidlertid, ut fra teorien presentert i forrige kapittel og de andre undersøkelsene som presenteres her, at de folkevalgtes kamp for eget distrikt for å vinne stemmer fremdeles er gyldig.

Dahlberg og Johansson (2002) undersøker også allokering av offentlige utgifter og stemmekjøp, men undersøker om det er taktiske motiv for å fordele økonomiske midler fra sentrale til lavere myndigheter. Hensikten med undersøkelsen er å teste teorier om stemmekjøp, hvor det benyttes data fra et midlertidig program for en økologisk bærekraftig utvikling i Sverige, hvor 7,4 milliarder SEK skulle fordeles over fire år fra 1998 til 2001. Det er to konkurrerende teorier som testes. Den ene er teorien til Lindbeck og Weibull (1993) og Dixit og Londregan (1996) som innebærer at inneværende regjering kjøper stemmer ved fordeling av midler til områder med mange svingvelgere. Den andre er teorien til Cox and McCubbins (1986) som innebærer at regjeringen er risikoavers, og derfor investerer i distrikter hvor man allerede har sterk støtte. Resultatet av analysene viser at det er sterk støtte til den første teorien, men finner ikke støtte til den andre teorien, om at det kjøpes velgere ved å overføre økonomiske midler til egne kjernevelgere.

Hvis tilsvarende bruk av økonomiske midler for stemmekjøp er tilstede i Norge, vil svingvelgere kunne innebære økte forsvarsutgifter til fylkene, mens kjernevelgere ikke vil ha innvirkning. Dette innebærer i så fall en støtte for hypotese 8 og 9, men ikke for hypotese 10.

Programmet som undersøkes er midlertidig og tidsbegrenset, noe som innebærer at det er et naturlig eksperiment og er derfor godt egnet for å teste teorien. Det kan på den annen side være et problem i forhold til hvor representativt dette er for fordeling av økonomiske midler generelt, hvor regjeringen ikke har full kontroll med fordelingen, men hvor flertallet i parlamentet avgjør budsjettene.

Johansson (2003) undersøker også om fordeling av økonomiske midler er taktisk motivert for å bli gjenvalgt, og bruker de samme teoriene til Lindbeck og Weibull (1993) og Dixit og Londregan (1996) som nevnt ovenfor. Det benyttes data fra 255 kommuner i Sverige for perioden 1981–1995. Funnene fra analysene viser at antall svingvelgere har positiv og signifikant påvirkning på tildelinger til kommunene. Det har imidlertid ikke noen signifikant effekt på overføringene hvor jevnt valget er, selv om tildelingene til kommunene er større, jo jevnere valgene er. Det andre funnet er at velferdsaspektene også er viktige for overføringene, hvor fattige regioner og regioner med stor andel av unge eller eldre får større tildelinger. I tillegg er det større overføringer til regioner som er tynt befolket. Det konkluderes med at resultatene fra undersøkelsen indikerer at økonomiske midler tildeles kommuner hvor mange stemmer

potensielt kan bli vunnet, og at både taktiske forhold og velferdsaspekt tas i betraktning av partiene.

For forsvarsutgifter i Norge vil dette, som for undersøkelsen ovenfor, innebære at velgernes ideologiske tilknytning og grad av partiidentifisering påvirke fylkenes fordeling (støtte hypotese 8 og 9). I tillegg vil velferdsaspekt kunne påvirke fordelingen (støtte for hypotese 1).

Et forhold som ikke inkluderes i denne undersøkelsen, eller i undersøkelsen til Dahlberg og Johansson (2002), er om andelen stemmer per mandat har innvirkning på fordelingen. Selv om det er et proporsjonalt valgsystem for parlamentet i Sverige (Johansson 2003:886), kan andelen som faktisk stemmer per mandat innebære ulik kostnad for kjøp av stemmer, hvis andelen som stemmer varierer mellom fylkene. Analyser av eventuelle forskjeller i skattepris er heller ikke omfattet av undersøkelsene.

Ansola-behere et al. (2002) undersøker et annet grunnlag enn andelen svingvelgere for kjøp av stemmer billigst mulig. Dette gjøres ved å undersøke om endringer i politisk representasjon, det vil si antall velgere per mandat, påvirker geografisk fordeling av offentlige midler. Undersøkelsen omfatter 3155 fylker (counties) i USA i perioden 1957–1982, med data for hvert femte år. Det fokuseres imidlertid på data fra de to første og to siste tidsperiodene for å undersøke resultatet, da loven om representasjon i den enkelte stat fra fylkene ble endret utover 1960-tallet, etter en rettsavgjørelse i 1962 om lik representasjon i forhold til antall innbyggere. Undersøkelsen viser at fylker med flere representanter per person før endringen, mottok større økonomiske overføringer fra staten, og at fylker som mistet representanter etter hvert mottok en mindre andel av overføringene per person. Årlig ble omtrent syv milliarder dollar overført fra tidligere overrepresenterte til tidligere underrepresenterte fylker, og det hevdes derfor at undersøkelsen har klare belegg for at det er politiske konsekvenser av ulik representasjon.

Hvis disse funnene er gjeldende også for Norge, vil det kunne bety at forsvarsutgifter per innbygger er høyere i fylker med få velgere per stortingsrepresentant, noe som innebærer støtte for hypotese 7, da Norge har ulik representasjon i forhold til folketall fra de ulike fylkene. I tillegg viser undersøkelsen at overføringene er større til områder med høy fattigdomsrate, lavere gjennomsnittsinntekt, høy arbeidsledighet etc. Et slikt funn i min undersøkelse vil innebære at sosioøkonomiske forhold påvirker størrelsen på forsvarsutgifter per innbygger i fylke, og dermed støtte for hypotese 1.

Undersøkelsen fokuserer på første og siste del av perioden 1957–1982 for å finne ut om antall velgere per mandat påvirker fordelingen av offentlige midler. Dette er et relativt langt tidsrom, hvor det kan ha skjedd mange andre forandringer i samfunnet i tillegg, som kan påvirke

resultatet av analysene. Undersøkelsen kontrollerer imidlertid for en rekke demografiske, sosioøkonomiske og politiske faktorer.

Helland og Sørensen (2009) finner at fylker med få velgere per mandat får en større andel av den offentlige veiutbyggingen i Norge. I tillegg er det støtte for svingvelgermodellen i undersøkelsen, som indikerer at partiene på nasjonalt nivå koordinerer distriktenes etterspørsel for å vinne representanter ved Stortingsvalg. Det konkluderes med at partiene på nasjonalt nivå allokterer mest utgifter til veiutbygging til distrikter med mange velgere på det ideologiske skjæringspunktet, lav partiidentifisering og høy avkastning per stemme ved Stortingsvalg.

Tilsvarende funn for forsvarsutgifter i Norge vil innebære støtte for hypotesene 7, 8 og 9. Et forhold som ikke undersøkes, er teorien til Cox og McCubbins (1986) om at kjernevelgere påvirker politikernes fordeling av offentlige midler og prosjekter. Som nevnt for distriktsmodellen undersøkes heller ikke komiteens eventuelle påvirkning på veiutbygging.

I studien til Helland (2000) blir komiteene undersøkt, og han hevder at plenum overprøvd flertallforslag fra komiteene, men at sannsynligheten for overprøving var signifikant lavere dersom komitéflertallet hadde flertall i plenum. Undersøkelsen finner ikke støtte for selvseleksjon til komiteene, da et rasjonelt plenum ikke vil tillate dette. I materialet som analyseres finner han ingen støtte for en segmentert stat. Organiseringen i Stortinget sikrer flertallsviljen, og sikrer det formelle, at stortingsflertallet er overordnet komiteene, også er en realitet. Funnene "...tyder på at konflikt- og samarbeidslinjene i Stortinget følger partigrensene, ikke komitegrensene." (Helland 2000: 31).

Hvis tilsvarende er tilstede for forsvarsutgifter, indikerer det en mulig støtte for hypotese 5, om økte forsvarsutgifter hvis komitémedlemmene tilhører partier med stortingsflertall. Hvis det ikke er selvseleksjon til komiteene vil det sannsynligvis ikke være støtte til hypotese 6, om at fylker representert i forsvarskomiteen fortsatt vil være representert i komiteen.

En innvendig mot Hellands studie, er om undersøkelsene som benyttes som grunnlag for konklusjonene fremdeles er gyldige, siden disse er foretatt relativt langt tilbake i tid. En av undersøkelsene som benyttes som grunnlag, er en spørreundersøkelse utført av Matthews og Valen, om at representantene først og fremst representerer eget parti. Denne undersøkelsen ble foretatt for stortingsperioden 1985–1989. Det kan derfor være et spørsmål om denne er representativ, og at tilsvarende forhold er tilstede nå. En annen analyse som benyttes som grunnlag for konklusjonene, er en undersøkelse av komitéinnstillingene som viste at disse ikke gikk uendret gjennom i Stortinget. Undersøkelsen tok for seg budsjettallene fra 1972–1979, også her kan det være spørsmål om tilsvarende er tilstede nå.

3.4 Partimodell – forsvarsrelatert

Carsey og Rundquists (1999) undersøkelse av utgifter til militære kjøp, finner ingen støtte for en ren partibasert teori om fordeling av goder. Det er heller ingen signifikant økning i kontrakttildelinger for en stat representert i senatets forsvarskomiteé. I representantenes hus er det imidlertid en statistisk signifikant økning for demokratene, men ikke for republikanerne. Et høyere nivå av kontrakter til en stat tidligere, resulterer i større sannsynlighet for at den staten vil bli representert i en forsvarskomiteé i representantenes hus. Tilsvarende effekt er ikke tilstede i senatet. Representasjon i kongressen av en stat med flere demokrater øker signifikant sannsynligheten for at den staten blir representert i en forsvarskomiteé. Funnene i undersøkelsen er konsistent med det generelle argumentet om at majoritetspartiet organiserer komitésystemet slik at det gavner komitémedlemmenes velgere. Stater som er representert av demokratene i militærkomiteene får en signifikant økning i militære kjøp målt per innbygger. Det at bare majoritetspartiets medlemmer som er representert i forsvarskomiteene får økning i tildelte kontrakter, antyder at fordeler for partimedlemmene er avhengig av komitérepresentasjon.

Undersøkelsen omfatter mange av de forhold som blir analysert i min undersøkelse, men de undersøker ikke antall velgere per mandat eller svingvelgere. Når det gjelder antall velgere per mandat er det naturlig siden det i USA, etter omleggingen av valgsystemet på 1960-tallet, har et proporsjonalt valgsystem hvor alle stemmer teller likt. Svingvelgere burde det imidlertid være aktuelt å undersøke. Sosioøkonomiske forklaringer blir heller ikke drøftet i undersøkelsen, men det fremkommer av fotnotene at analyser med sosioøkonomiske forklaringsvariabler er gjennomført.

Funnene i undersøkelsen viser at bare majoritetspartiets medlemmer representert i forsvarskomiteene medfører økte kontrakter. Hvis dette er tilfelle for forsvarsutgifter i Norge, vil det kunne være støtte for hypotese 5, men ikke for hypotese 10. I tillegg vil det kunne være støtte for hypotese 6, om fortsatt representasjon i Forsvarskomiteen for komitémedlemmene. De andre funnene er ikke entydige, da det er forskjell mellom representantenes hus og senatet, og mellom partiene.

3.5 Oppsummering

I tabell 2 følger en oppsummering av den empiriske litteraturen, hvor det er angitt om funnene i undersøkelsen støtter eller ikke støtter hypotesene som er utledet for min undersøkelse, hvis tilsvarende funn er tilstede for forsvarsutgifter i Norge.

Tabell 2 Oversikt over empirisk litteratur knyttet til hypotesene

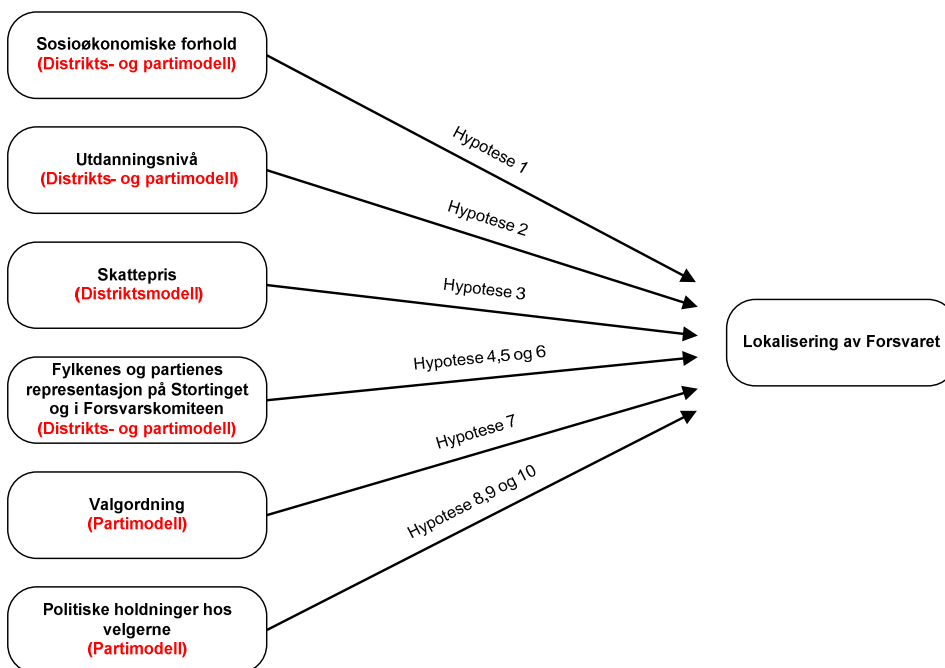
	Ikke Forsvarsrelatert	Hypoteser	Forsvarsrelatert	Hypoteser
Distriktsmodell	Helland, L. & Sørensen, R. J. (2009) Helland, L. (2000) Borge, L.-E. & Rattsø, J. (1997) Inman, R. P. & Fitts, M. A. (1990)	Støtte for hypotese 3 Ikke støtte for hypotese 4 Støtte for hypotese 3	Rundquist, B., Lee, J.H. & Rhee, J. (1996) Carsey, T. M. & Rundquist, B. (1999) Ferejohn, J. A. (1974) Del Rossi, A. F. (1995) Strøm, E. (1996)	Støtte for hypotese 4 Ikke støtte for hypotesene Støtte hypotese 4 Støtte for hypotese 1 og 3
Parti-modell	Levitt, S. D. & Snyder, J. M. (1995) Wright, G. (1974) Dahlberg, M. & Johansson, E. (2002) Johansson, E. (2003) Ansolabehere, S., Gerber, A & Snyder, J. (2002) Helland, L. & Sørensen, R. J. (2009) Helland, L. (2000)	Mulig støtte for hypotese 10 Mulig støtte hypotese 10 Støtte for hypotese 8 og 9, ikke støtte for 10 Støtte for hypotese 1, 8 og 9 Støtte for hypotese 1 og 7 Støtte for hypotese 7, 8 og 9 Mulig støtte for hypotese 5, ikke støtte for 6.	Carsey, T. M. & Rundquist, B. (1999)	Støtte for hypotese 5 og 6. Ikke støtte for hypotese 10

4 Metode

I foregående kapittel ble tidligere forskning innenfor fordelingspolitikk beskrevet og drøftet. I dette kapittelet blir det redegjort for metodene som benyttes for å undersøke problemstillingen: *Lokaliseres Forsvaret i politisk attraktive valgdistrikt som følge av fordelingspolitikk?* Først operasjonaliseres denne problemstillingen i en modell, og på bakgrunn av dette beskrives og begrunnes design og metode. Deretter redegjøres for analysemetodene med operasjonalisering av variablene. Videre redegjøres for modellkontrollene som foretas. Deretter redegjøres for datainnsamlingen, og til slutt drøftes validitet og reliabilitet.

4.1 Forskningsdesign

For å kunne svare på spørsmålet i problemstillingen må faktorer som antas å kunne påvirke Forsvarets lokalisering undersøkes. Disse faktorene ble utledet på bakgrunn av teorien, og ble konkretisert med hypotesene. De to delvis konkurrerende modellene som benyttes, distrikts- og partimodellen, antar forskjellige faktorer som påvirker Forsvarets lokalisering, men sosioøkonomiske variabler, utdanningsnivå og komitérepresentasjon inngår i begge. Modellene hvor hypotesene er inkludert illustreres på følgende måte:



Figur 2 Modell - faktorer som antas å påvirke lokaliseringen av Forsvaret med hypoteser

Som følge av problemstillingen, og på bakgrunn av at det er etablerte teorier innenfor dette området, er det valgt et ekstensivt⁷ forklarende design. Forklarende fordi Forsvarets lokalisering

⁷ "Ekstensiv design går i bredden og undersøker mange enheter, men vil ofte ikke inkludere så mange variabler." (Jacobsen 2005:85).

antas å bli påvirket av faktorene som vist i Figur 2, med hypoteser basert på etablert teori som testes. Ekstensivt fordi det er ønskelig med relativt mange enheter med data for en lang tidsperiode for å kunne si noe om systematikk, og ikke bare for et enkelt tilfelle eller ett tidspunkt. Det er i tillegg ønskelig å følge de samme enhetene (fylkene) over relativt lang tid, derfor benyttes et paneldesign⁸. Ved hjelp av paneldataene gjennomføres kvantitative analyser som omfatter deskriptiv statistikk, og ulike typer regresjonsanalyser. Disse vil det bli redegjort for nedenfor, samt at variablene for analysene blir operasjonalisert.

4.2 Analysemetoder

4.2.1 Deskriptiv statistikk

Den deskriptive statistikken gir en oversikt over Forsvarets lokalisering i perioden som undersøkes. Forsvarsutgiftene vil bli vist per person og totalt med ulike grafer fordelt på fylker og over tid, samt endringer i løpet av perioden. I tillegg vil fylkenes og partienes representasjon i Forsvarskomiteen presenteres.

4.2.2 Regresjonsmodeller

For å undersøke hvilke faktorer som påvirker Forsvarets geografiske lokalisering benyttes ulike regresjonsmodeller. For å undersøke sammenhengen mellom en avhengig variabel og ulike forklaringsvariabler, hvor man har data for ulike enheter over tid, kan ”pooled Ordinary Least Squares” (OLS) analyser benyttes. En generell modell med forsvarsutgifter som avhengig variabel vil være:

$$\text{Forsvarsutgifter}_{it} = \alpha_0 + \alpha_{1-n}\text{Forklaringsvariabler}_{it} + u_{it}$$

Hvor α_0 angir konstantleddet, n angir antall forklaringsvariabler, t angir tiden for eksempel år, i angir enheten for eksempel fylke og u angir feilleddet. Pooled OLS-modellen gjør imidlertid ingen spesielle antakelser for å ta hensyn til panelstrukturen på dataene (Griffiths et al. 2008:260). Derfor benyttes ”fixed effects model” (FE) og ”random effects model” (RE) som tar hensyn til at det er spesifikke enheter som følges over tid.

Forskjellen for FE i forhold til pooled OLS er at konstantleddet fjernes, og feilleddet deles opp i $a_i + u_{it}$. Feilleddet fanger opp alle uobserverte faktorer som påvirker den avhengige variabelen, hvor a_i representerer faktorer som er konstant over tid, mens u_{it} representerer faktorer som endres over tid. Modellen innebærer en transformasjon for å fjerne den uobserverte effekten a_i , og fjerner derfor også alle andre forklaringsvariabler som er konstant over tid. En forutsetning for

⁸ Med paneldesign oppnås at man får informasjon om ”Endring i tilstand over tid for spesifikke enheter og for spesifikke grupper, [og] samvariasjon mellom ulike forhold” (Jacobsen 2005:106).

modellen er at u_{it} skal være ukorrelert med alle forklaringsvariablene over alle tidsperiodene, men tillater korrelering mellom a_i og forklaringsvariablene (Wooldridge 2009:456–482).

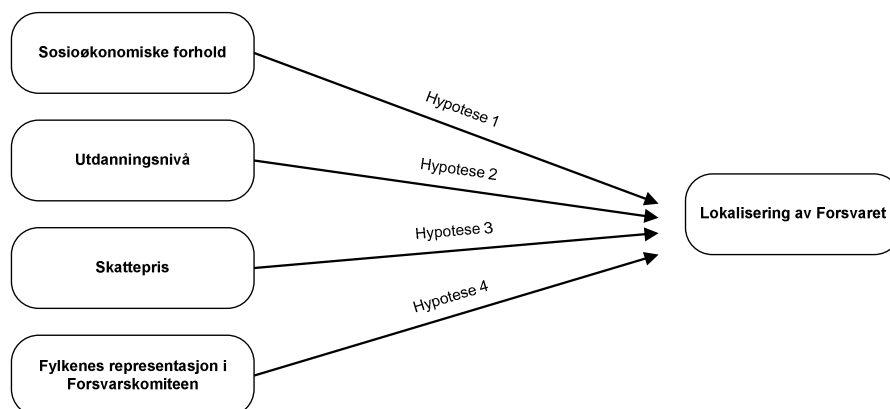
I RE vil det være mulig å benytte variabler som ikke varierer over tid. RE inkluderer konstantleddet, og feilleddet defineres som $v_{it} = a_i + u_{it}$. Feilleddet fanger opp alle uobserverte faktorer som påvirker den avhengige variabelen. En forutsetning for modellen er at v_{it} skal være ukorrelert med alle forklaringsvariablene. v_{it} vil imidlertid være seriekorrelert over tid (Wooldridge 2009:481–490).

4.2.2.1 Transformering

Logaritmisk transformasjon benyttes for alle kontinuerlige variabler, fordi dette reduserer problemet med ekstremverdier og skjevhet i fordelingen. I tillegg kan det være lettere å tolke resultatene fra regresjonsanalysen (Ringdal 2007:396–397). Tolkningen av koeffisientene blir som følger: hvis transformasjonen er foretatt både for den avhengige og den uavhengige variabelen vil koeffisienten være den prosentvise endringen i den avhengige variabelen, som er forårsaket av én prosent økning i den uavhengige variabelen, når de andre uavhengige variablene holdes konstant. I de tilfeller det kun er logaritmisk transformering av den avhengige variabelen, vil koeffisienten multiplisert med 100 være *tilnærmet* den prosentvise endringen i den avhengige variabelen forårsaket av én enhets endring i den uavhengige variabelen. Tilnærmingen er meget god ved små endringer i variablene, men større feilmargin ved store endringer (Hill, Griffiths & Lim 2008:473–475). Den nøyaktige, prosentvise endringen vil være: $100(\exp(a)-1)$, hvor a er koeffisienten til den uavhengige variabelen. I modellen vil uavhengige variabler med prosentandeler være omgjort til andeler mellom 0 og 1, slik at koeffisienten ikke multipliseres med 100 for den tilnærmede endringen, og den nøyaktige endringen regnet ut ved $100(\exp(a/100)-1)$.

4.3 Operasjonalisering av variabler og utledning av regresjonsmodellene

4.3.1 Distriktsmodell



Figur 3 Distriktsmodell – faktorer som antas å påvirke lokalisering av Forsvaret med hypoteser

Figur 3 viser distriktsmodellen med faktorer som antas å påvirke lokaliseringen av Forsvaret, hvor hypotesene er angitt. Påvirkningsfaktorene operasjonaliseres her med variabler for regresjonsmodellen.

Forsvarsutgifter per innbygger i fylkene per år anses å gi et godt uttrykk for Forsvarets lokalisering. Derfor defineres $Fuperinnb_{it}$ ⁹ som den avhengige variabelen, hvor t angir året og i angir fylket. Som et mål på forsvarsutgifter benyttes summen av bruttoprodukt og investering i fast realkapital for forsvar som er tilgjengelig fra Statistisk sentralbyrå (SSB), hvor summen deles på antall innbyggere i fylket.

Hovedforklaringsvariabelen i distriktsmodellen er fylkets andel av den totale skattekostnaden. Derfor defineres variabelen $Skattepris_{it}$, som beregnes som nettoinntekt for alle innbyggerne i fylke dividert på total nettoinntekt for hele landet det enkelte år.

Det antas at Forsvarskomiteen påvirker beslutninger om lokalisering av Forsvaret, og følgelig er påvirket av fylkenes representanter i Forsvarskomiteen. Derfor defineres variabelen $Reprfk_{it}$ som antall¹⁰ representanter i Forsvarskomiteen fra fylke i , i år t .

Det antas at sosial utjevning er et mål for politikerne, og at lokalisering av Forsvaret benyttes for å oppnå dette. Det antas derfor at fylker som scorer dårlig på ulike sosioøkonomiske forhold, vil få en større andel av forsvarsutgiftene for å rette opp forskjeller mellom fylkene. Derfor defineres følgende forklaringsvariabler: $Inntekt_{it}$ ⁹ betegner nettoinntekten per innbygger, beregnet som gjennomsnitt per skatteyter i fylket. $Arbeidsledighet_{it}$ som angir andelen¹¹ av befolkning i fylket i alderen 16–67 år registrert som arbeidsledige. $Sosialhjelp_{it}$ er andelen¹¹ sosialhjelpsmottakere i befolkning i fylket som er 16 år og eldre. $Universitet_{it}$ angir andelen som har høyskole eller universitetsutdanning av totalt antall personer 16 år eller eldre i fylket.

Det antas at det er en forsinkelse mellom beslutninger om geografisk fordeling av forsvarsutgifter og implementeringen. Derfor blir det lagt inn forsinkelse på ett¹² år for alle uavhengige variabler. I regresjonsmodellen angis ett års forsinkelse med $t-1$. På bakgrunn av dette vil følgende regresjonsmodell benyttes for distriktsmodellen RE:

$$\text{Log}(Fuperinnb)_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \text{Skattepris}_{it-1} + \alpha_2 \text{Reprfk}_{it-1} + \alpha_3 \text{Log}(Inntekt)_{it-1} + \alpha_4 \text{Arbeidsledige}_{it-1} + \alpha_5 \text{Sosialhjelp}_{it-1} + \alpha_6 \text{Universitet}_{it-1} + v_{it}$$

For distriktsmodellen FE vil regresjonsmodellen bli følgende:

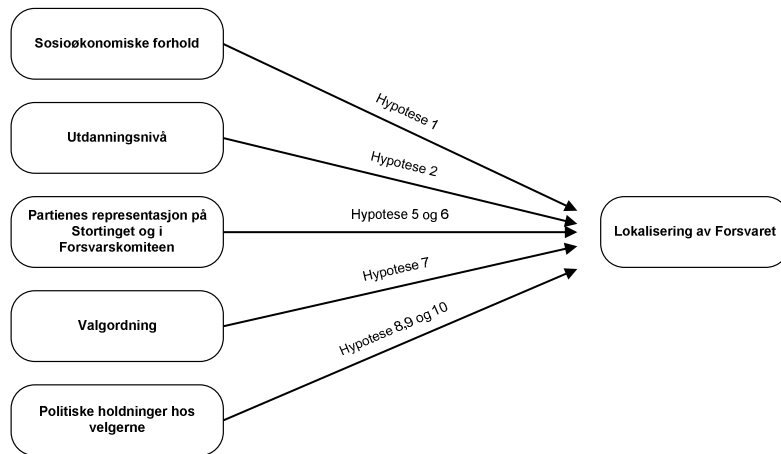
⁹ Logaritmisk transformasjon benyttes i modellen for disse variablene.

¹⁰ Resultatet fra analysene av å bruke antall, er kvalitativt sammenlignbart med resultatene en får ved å bruke fylkets representasjon i Forsvarskomiteen som andel av stortingsrepresentantene.

¹¹ Andel med verdier fra 0-1.

$$\text{Log}(Fuperinnb)_{it} = \alpha_1 \text{Skattepris}_{it-1} + \alpha_2 \text{Reprfk}_{it-1} + \alpha_3 \text{Log(Inntekt)}_{it-1} + \alpha_4 \text{Arbeidsledige}_{it-1} + \alpha_5 \text{Sosialhjelp}_{it-1} + \alpha_6 \text{Universitet}_{it-1} + a_i + u_{it}$$

4.3.2 Partimodell



Figur 4 Partimodell – faktorer som antas å påvirke lokalisering av Forsvaret med hypoteser

Figur 4 viser partimodellen med faktorer som antas å påvirke lokaliseringen av Forsvaret, hvor hypotesene er angitt. Påvirkningsfaktorene operasjonaliseres her med variabler for regresjonsmodellen. I partimodellen defineres forsvarsutgifter, representasjon i forsvarskomiteen, utdanningsnivå og de sosioøkonomiske forklaringsvariablene på tilsvarende måte som i distriktmodellen.

Ulik kostnad ved å vinne velgere fra fylkene kan påvirke lokaliseringen av Forsvaret. Derfor defineres variabelen $\text{Velgerpermandat}_{it}$ ¹³ som antall velgere per stortingsrepresentant fra fylke i , og beregnes ved å ta antall stemmeberettigede i fylket og dividere med antall representanter på Stortinget fra fylket.

I tillegg til velgere per mandat, er velgernes grad av ideologisk tilknytning bestemmende for kostnaden ved å vinne velgere. For ideologisk tilknytning inngår svingvelgere og kjernevelgere. For svingvelgere benyttes volatilitet og kuttpunktetthet.

Volatilitet_{it} beregnes som endring i antall velgere for det enkelte parti fra et stortingsvalg til det neste. Andelen som bytter parti beregnes ved å summere endringene (absoluttverdier) for alle partier i fylket og dividere på totalt antall stemmer fra fylket. Dette gir et uttrykk for volatiliteten for velgerne i fylket, men fanger ikke opp alle endringer, da økning og nedgang mellom partier vil utjevnes.

¹² Har foretatt analysene med flere års forsinkelser og har i tillegg benyttet "autoregressive distributed lag models" med null til fem år forsinkelse, men ett år har størst forklaringskraft for de fleste variablene.

¹³ Logaritmisk transformering benyttes i modellen for denne variabelen.

Kuttpunktetthet_{it} beregnes ved hjelp av gjennomsnitt og standardavvik for høyre- venstre selvplasseringsindeks for ideologi, som et mål på ideologisk heterogenitet, samt andelen sosialistiske velgere. Beregningen forutsetter normalfordelt velgerposisjon. Detaljert beskrivelse av beregning med eksempel følger i vedlegg 10.

For kjernevelgere vil andelen ikke-sosialistiske velgere benyttes. Grunnen til dette er at det er stortingsflertallet som vedtar budsjettene, og de ikke-sosialistiske partiene hadde flertall på Stortinget i hele perioden som undersøkes. Partiene deles inn i ikke-sosialistiske¹⁴ og sosialistiske¹⁵, og definerer Andeliosvelgere_{it} som andelen ikke-sosialistiske velgere fra fylke *i*, i år *t*, angitt med andel fra 0-1.

Det er videre sannsynlig at partiene som er representert i Forsvarskomiteen fra stortingsflertallet har innflytelse. Derfor defineres Andeliosreprfk_{it}, som andelen ikke-sosialistiske representanter i Forsvarskomiteen, siden de siden de ikke-sosialistiske partiene har flertall på Stortinget i hele perioden som undersøkes.

Det blir lagt inn en forsinkelse på ett år for alle forklaringsvariabler tilsvarende som i distriktmodellen. Ved gjennomføring av analysene for partimodellen vil det foretas to analyser, hvor ulike variabler inkluderes, og betegnes partimodell 1 og 2. På bakgrunn av dette vil følgende regresjonsmodeller benyttes:

Partimodell 1 RE:

$$\text{Log}(Fuperinnb)_{it} = \beta_0 + \beta_1 \text{Reprfk}_{it-1} + \beta_2 \text{Log}(Inntekt)_{it-1} + \beta_3 \text{Arbeidsledige}_{it-1} + \beta_4 \text{Sosialhjelp}_{it-1} + \beta_5 \text{Universitet}_{it-1} + \beta_6 \text{Log}(Velgerpermandat)_{it-1} + \beta_7 \text{Volatilitet}_{it-1} + \beta_8 \text{Kuttpunktetthet}_{it-1} + v_{it}$$

Partimodell 1 FE:

$$\text{Log}(Fuperinnb)_{it} = \beta_1 \text{Reprfk}_{it-1} + \beta_2 \text{Log}(Inntekt)_{it-1} + \beta_3 \text{Arbeidsledige}_{it-1} + \beta_4 \text{Sosialhjelp}_{it-1} + \beta_5 \text{Universitet}_{it-1} + \beta_6 \text{Log}(Velgerpermandat)_{it-1} + \beta_7 \text{Volatilitet}_{it-1} + \beta_8 \text{Kuttpunktetthet}_{it-1} + a_i + u_{it}$$

Partimodell 2 RE:

$$\text{Log}(Fuperinnb)_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 \text{Log}(Inntekt)_{it-1} + \gamma_2 \text{Arbeidsledige}_{it-1} + \gamma_3 \text{Sosialhjelp}_{it-1} + \gamma_4 \text{Universitet}_{it-1} + \gamma_5 \text{Log}(Velgerepermandat)_{it-1} + \gamma_6 \text{Volatilitet}_{it-1} + \gamma_7 \text{Kuttpunktetthet}_{it-1} + \gamma_8 \text{Andeliosvelgere}_{it-1} + \gamma_9 \text{Andeliosreprfk}_{it-1} + v_{it}$$

Partimodell 2 FE:

¹⁴ Høyre, Venstre, Kristelig folkeparti, Senterpartiet og Fremskrittspartiet

¹⁵ Arbeiderpartiet og Sosialistisk venstre parti

$$\begin{aligned} \text{Log}(Fuperinnb)_{it} = & \gamma_1 \text{Log}(Inntekt)_{it-1} + \gamma_2 \text{Arbeidsledige}_{it-1} + \gamma_3 \text{Sosialhjelp}_{it-1} + \gamma_4 \text{Universitet}_{it-1} + \\ & \gamma_5 \text{Log}(Velgerepermandat)_{it-1} + \gamma_6 \text{Volatilitet}_{it-1} + \gamma_7 \text{Kutt punkttetthet}_{it-1} + \gamma_8 \text{Andelisosvelgere}_{it-1} + \\ & \gamma_9 \text{Andelisosreprfk}_{it-1} + a_i + u_{it} \end{aligned}$$

4.3.3 Representasjon i Forsvarskomiteen som avhengig variable

For å undersøke om representasjonen i Forsvarskomiteen er påvirket av tidligere representasjon i komiteen eller av Forsvarets lokalisering, benyttes logistisk regresjon¹⁶ med dummyvariabel for om fylket er representert i Forsvarskomiteen eller ikke som avhengig variabel (Reprfk_dummy). Dette er en tilsvarende modell som Carsey og Rundquist (1999) benytter, hvor det antas at representanter fra områder med spesielle interesser vil søke seg til relevant komité for å fremme og beskytte disse interessene. Hvis områder og representanter drar fordel av å være i en komité, vil det også innebære at områder som allerede har representanter i en komité sannsynligvis vil fortsette å være representert uavhengig av partitilhørighet (Carsey & Rundquist 1999:1156–1157). Siden medlemmene i komiteen vanligvis sitter hele stortingsperioden, blir analysen foretatt med kun én observasjon per periode. Den avhengige variabelen blir lagt inn som forklaringsvariabel med én periode (fire år) forsinkelse. Tilsvarende forsinkelse blir også lagt inn for de andre forklaringsvariablene. Følgende modell benyttes:

$$\text{Reprfk_dummy}_{it} = \delta_0 + \delta_1 \text{Reprfk_dummy}_{it-4} + \delta_2 \text{Log}(Fuperinnb)_{it-4} + \delta_3 \text{Andelisosialsit}_{it-4} + \delta_4 \text{Andelisosreprfk}_{it-4} + u_{it}$$

4.4 Andre variabler

Det vil foretas noen analyser hvor andre forklaringsvariabler benyttes i distrikts- og partimodellen. For kjernevelgere vil det ikke-sosialistiske potensialet bli benyttet i en alternativ analyse i partimodellen, for å undersøke mobilisering av kjernevelgere. Det forutsettes at hjemmesitterne i gjennomsnitt stemmer tilsvarende de som faktisk stemmer ved valget. *Isopotensial_{it}* defineres derfor som andelen ikke-sosialistiske stemmer multiplisert med andelen som ikke stemte ved valget¹⁷.

Minste vinnende koalisjon vil benyttes i distriktsmodellen, for å se om dette benyttes for å få en del av forsvarsbudsjettet til eget fylke. Minste vinnende koalisjon beregnes ved å ta fylker med lavest skattekostnad og summere opp til representantene fra fylkene utgjør over 50 prosent av totalt antall stortingsrepresentanter for hvert år. Denne benyttes som en dummyvariabel som antar verdien 1 hvis fylket er med i minste vinnende koalisjon, og ellers verdi 0.

¹⁶ Estimeringen foretas med bruk av "GLM robust standard error & covariance" og "Berndt-Hall-Hall-Hausman Optimization algorithm".

¹⁷ *Isopotensial* = andelen ikke-sosialistiske stemmer * (1-andelen som faktisk stemte ved valget) (andelen som faktisk stemte = antall stemmer ved valget/stemmeberettigede)

4.5 Modellkontroller

Regresjonsmodellen testes for å undersøke om den tilfredsstillende forutsetningene som ligger til grunn for regresjonsanalyser. I tillegg testes modellen ved å utelate enheter og endre avhengig variabel, for å kontrollere om modellen påvirker analyseresultatene.

Regresjonsmodellens forutsetninger er for det første at modellen er korrekt spesifisert: alle relevante forklaringsvariabler er med, lineær sammenheng mellom forklaringsvariabler og avhengig variabel, ingen samspill mellom forklaringsvariablene. For det andre er det fire forutsetninger om restleddet: gjennomsnitt på 0 i populasjonen, lik varians for alle forklaringsvariabler, ukorrelert med hverandre og med forklaringsvariablene, samt at de er normalfordelt. Den siste forutsetningen er at forklaringsvariablene ikke er perfekt korrelert. (Ringdal 2007:180).

Alle forklaringsvariabler som anses viktig for å undersøke problemstillingen inkluderes. På bakgrunn av innledende analyser blir det foretatt utvelgelse av forklaringsvariablene som skal være med i de endelige analysene.

Forutsetningen om at feilleddet har et gjennomsnitt på null, holder så lenge en konstant er inkludert i regresjonsmodellen, og alle de andre forutsetningene for regresjonsmodellen er tilstede (Studenmund 2001:88). Dette testes derfor ikke.

Forutsetningen om at restleddet er ukorrelert med forklaringsvariablene er den viktigste av alle forutsetningene (Thrane 2003:85–86). I RE-modellene benyttes Hausman-test for å sjekke forutsetningen om at random effektene ikke er korrelert med forklaringsvariablene. En forutsetning som ofte ikke er realistisk. Hausman-testen tester signifikansen på forskjellen mellom estimatene for fixed effekt og random effekt. Nullhypotesen innebærer ingen korrelasjon med forklaringsvariablene (Griffiths, Hill & Lim 2008: 266–267; Hill et al. 2008:404–406).

For å teste uavhengighet mellom feilleddene benyttes Durbin-Watson test. Testen angir ikke noen p-verdi, men som et grovt estimat vil verdier for Durbin-Watson test mindre enn 1,3 antyde autokorrelasjon (Griffiths et al. 2008:183). Hvis autokorrelasjon er sannsynlig, vil metoden ”Period Seemingly Unrelated Regressions” (Period SUR) benyttes ved gjennomføring av regresjonsanalysene, for å korrigere for mulig autokorrelasjon.

Avhengig variabel blir transformert ved bruk av logaritme. Bruk av logaritmen på avhengig variabel løser ofte problemet med eventuell hetroskedastisitet (Thrane 2003:98).

Om feilleddet er normalfordelt testes ikke siden det: ”I store utvalg ($n > 200$) sikrer det såkalte Sentralgrenseteoremet at det ikke er noe problem at denne forutsetningen eventuelt brytes.” (Thrane 2003:87).

Det foretas analyse av korrelasjon mellom forklaringsvariablene for å teste at det ikke er perfekt multikolaritet. Korrelasjoner over 0,9 mellom forklaringsvariablene i en modell kan medføre problemer. Det er imidlertid sjelden at dette er et problem bortsett fra ved andregradsledd og samspillsledd (Ringdal 2007:381). Ved eventuell perfekt kolaritet vil analyseprogrammet EViews rapportere feil ved gjennomføring av regresjonsanalysene.

For å teste om modellen er egnet for å undersøke problemstillingen, foretas regresjonsanalysene for distrikts- og partimodellene uten de nordligste fylkene. Dette gjøres for å undersøke om man får de samme resultatene, siden lokaliseringen i Nord-Norge også har strategiske grunner, og dermed kan påvirke resultatene. I tillegg testes modellene ved å skifte ut den avhengige variabelen forsvarsutgifter med offentlig sivil konsum, for å undersøke om sammenhengen med forklaringsvariablene skyldes den valgte modellen. En eventuell sammenheng mellom de forsvarsspesifikke forklaringsvariablene og offentlig sivil konsum¹⁸, må i så fall kunne antas å skyldes modellen.

4.6 Datainnsamling

I denne delen redegjøres det for hvilke data som er samlet inn, kilder og eventuelle forutsetninger som ligger til grunn. Data for undersøkelsen er i hovedsak innhentet fra Statistisk sentralbyrå (SSB), hvor tabeller i Statistikkbanken er det som er mest benyttet, men også andre tabeller både elektronisk på internett og tilsendt etter forespørsel, samt SSBs trykte publikasjoner. I tillegg er en del data innhentet fra Norsk samfunnsvitenskapelig datatjenestes (NSD) Kommunedatabase og fra Stortinget.no.

Data er innhentet fra hele perioden hvor det foreligger fylkesfordelte data for Forsvaret, det vil si fra og med 1986 til og med 2005. På grunn av forsinkelser mellom påvirkningen fra de uavhengige variablene på de avhengige variablene, blir data for de uavhengige variablene innhentet fra og med 1984.

Enheten som benyttes i undersøkelsen er fylkesår, det vil si at data innhentes for det enkelte fylke for hvert år fra og med 1984/86 til og med 2005. Alle økonomiske data er innhentet i løpende kroner, men blir omregnet ved bruk av indekser til faste 2005 kroner.

4.6.1 Forsvarsutgifter

Data for forsvarsutgifter er innhentet fra SSB, hvor bruttoprodukt for forsvar er benyttet. ”Bruttoproduktet i offentlig forvaltning og annen ikke-markedsrettet virksomhet bestemmes som sum lønnskostnader, netto produksjonsskatter og kapitalslit.” (SSB 2008g). SSB tabell 05559 i

¹⁸ Variabelen sivil konsum per innbygger (*siviltkonsum_i*) defineres som totale offentlige utgifter fratrukket forsvarsutgifter, hvor summen deles på antall innbyggere i fylket.

statistikkbanken er benyttet for uttak av data for perioden 1997–2005 (SSB 2008c). Tallene fra 1986 til 1995 er innhentet fra SSB etter forespørsel (SSB 1990c; SSB 2008d). For 1987, 1991, 1994 og 1996 finnes ikke data. For disse årene er de angitte verdiene beregnet ved interpolering. For perioden 1986–1989 er kun lønnskostnader inkludert, det vil si at kapitalslit og netto produksjonsskatter ikke er inkludert. I alle årene er det en del av utgiftene som gjelder utland eller som ikke er fordelt, og som derfor ikke er med i fordelingen på fylkene.

Data for forsvarsinvesteringer er innhentet fra SSB, hvor bruttoinvestering i fast realkapital for forsvar er benyttet. Bruttoinvestering i fast realkapital er: ”Anskaffelser av ny fast realkapital, pluss kjøp minus salg av eksisterende fast realkapital, og består av både materiell realkapital ... og immateriell realkapital ...”. (SSB 2008g). SSB tabell 06818 i statistikkbanken er benyttet for perioden 1997–2005 (SSB 2008e). Tallene fra 1986 til 1995 er innhentet fra SSB etter forespørsel (SSB 1990c; SSB 2008d). For 1995 er ikke totalbeløpet fordelt på fylkene, derfor har jeg foretatt en fordeling basert på et gjennomsnitt av fordelingen på fylkene i 1993 og 1997. For 1986–1989 er investeringen angitt som materiellinvesteringer og investering i nybygg og nyanlegg, inkludert andel i fellesfinansierte Natoanlegg. For 1987, 1989, 1990, 1991, 1994 og 1996 finnes ikke data. For disse årene er de angitte verdiene beregnet ved interpolering. I alle årene er det en del av investeringene som gjelder utland, eller som ikke er fordelt, og som derfor ikke er med i fylkesfordelingen. Dette gjelder spesielt i perioden 1986–1991, hvor dette utgjør ca 30 prosent av Forsvarets totale investeringer.

4.6.2 Offentlige utgifter

Data for de totale offentlige utgiftene er innhentet fra SSB, hvor bruttoprodukt for offentlig forvaltning er benyttet. Offentlig forvaltning er summen av statlig og kommunal forvaltningsvirksomhet. SSB Tabell 05559 (2008c) i statistikkbanken er benyttet for 1997–2005. Tall for 1986 (SSB 1990a) og 1992 (SSB 1996a) er innhentet fra SSBs trykte fylkesfordelt nasjonalregnskap, mens 1993 (SSB 2008f) og 1995 (SSB 2000a) er innhentet fra SSBs fylkesfordelte nasjonalregnskap på SSB.no. For 1986 er 6524 mill ikke fordelt (fordelt til ekstrasfylket). Dette skyldes at det meste av Forsvarets utgifter ble fordelt til ekstrasfylket frem til 1992. For 1984, 85, 87, 88, 89, 90, 91, 94, 96 finnes ikke fylkesfordelte data, derfor er interpolering benyttet for å få tall for disse årene.

4.6.3 Representanter på Stortinget og i Forsvarskomiteen

SSB (2008b) tabell 01174 i statistikkbanken er benyttet for å innhente antall representanter på Stortinget, fra det enkelte fylket per år, for perioden 1984–2005. Data er innhentet for totalt antall representanter fra fylket og fordeling på partiene: Det norske arbeiderparti (AP),

Fremskrittspartiet (FRP), Høyre (H), Kristelig folkeparti (KRF), Senterpartiet (SP), Sosialistisk Venstreparti (SV) og Venstre (V). Resterende partier er samlet i en gruppe kalt ”andre”.

Stortinget.no. er benyttet som kilde for å finne antall representanter i Forsvarskomiteen for det enkelte fylket. Først ble Forsvarskomiteens medlemmer for den enkelte stortingsperiode innhentet (Stortinget 2008a), ut fra dette ble representantenes fylke funnet (Stortinget 2008b) og til slutt ble antall representanter for det enkelte fylke summert for hvert år.

Representantene på Stortinget og i Forsvarskomiteen er oppført fra året etter valget, siden representantene starter i komiteene i slutten av oktober i valgåret. Der hvor det har vært skifte av representanter i komiteen, har det fylket som har vært representert den største delen av året, blitt medregnet for hele året.

4.6.4 Befolkning

SSB tabell 06913 i statistikkbanken er benyttet for å innhente folkemengde og endring i folkemengde, for det enkelte fylket per år, for perioden 1984–2005. Folkemengden er angitt per 1. januar det enkelte år i denne tabellen (SSB 2008a). Folkemengde fordelt på alderskategorier er innhentet fra NSDs kommunedatabase for årene 1984 og 1985 (NSD 2009a). For perioden 1986–2005 er tabell 03026 i statistikkbanken benyttet (SSB 2009a).

Antall stemmeberettigede ved Stortingsvalgene, fra fylkene, er innhentet fra SSB tabell 01171 og 03296 i statistikkbanken (SSB 2009d; SSB 2009e). Antall stemmeberettigede er oppgitt for det enkelte stortingsvalg, slik at samme antall er oppført hvert år i fireårsperioden. Antallet er oppført fra året etter valget, slik at det er konsistent med dataene fra antall representanter fra Stortinget og i Forsvarskomiteen.

Antall stemmer avgitt per parti fra fylkene er innhentet fra NSDs Kommunedatabase (2009b) fra emne valg og folkeavstemninger – stortingsvalg.

Antall skatteyttere per fylke er innhentet fra SSB. For perioden 1984–2001 er dataene innhentet fra tabeller i statistisk årbok (SSB 1987; SSB 1990b; SSB 1991; SSB 1992; SSB 1993; SSB 1994; SSB 1995; SSB 1996b; SSB 1997; SSB 1998; SSB 1999; SSB 2000b; SSB 2001; SSB 2002; SSB 2003), og for perioden 2002–2006 tabell 06334 i statistikkbanken (SSB 2009h). Det finnes ikke data for 1993, derfor benyttes interpolering for å få data for dette året.

4.6.5 Svingvelgere

Politiske holdninger hos velgerne i fylkene måles med velgernes høyre- venstre selv plasseringsindeks. Data (median, gjennomsnitt og standardavvik for selv plasseringsindeks) for hvert fylke er hentet fra valgundersøkelsene fra 1977–1981, hvor det totalt inngår over

12.000 respondenter i beregningen. Data er innhentet fra Frode Berglund som har arbeidet på Valgforskningsprosjektet (Sørensen 2009).

4.6.6 Sosiale forhold

Antall mottakere av sosialstønad i fylkene er innhentet fra NSDs Kommunedatabase (2009c) fra emne helse og sosiale forhold - økonomisk sosialhjelp for perioden 1984 - 1996. For perioden 1997–2005 er data innhentet fra SSB (2009g) tabell 05083 i statistikkbanken. For årene 1984 og 1985 er det noen fylker som mangler data fra enkelte kommuner.

Antall arbeidsledige, i det enkelte fylket, er innhentet fra SSB tabell 01601 i statistikkbanken for perioden 1984–1987 (SSB 2008h) og fra tabell 01603 for perioden 1988–2005 (SSB 2008i).

Total nettoinntekt for fylkenes innbyggere er innhentet fra SSB. For perioden 1984-2001 er dataene innhentet fra tabeller i statistisk årbok (SSB 1987; SSB 1990b; SSB 1991; SSB 1992; SSB 1993; SSB 1994; SSB 1995; SSB 1996b; SSB 1997; SSB 1998; SSB 1999; SSB 2000b; SSB 2001; SSB 2002; SSB 2003), og for perioden 2002–2006 tabell 06334 i statistikkbanken (SSB 2009h). Det finnes ikke data for 1993, derfor benyttes interpolering for å få data for dette året.

Befolkningens utdanningsnivå for personer over 16 år er innhentet fra SSB tabell 06217 i statistikkbanken (SSB 2009i). Utdanning er inndelt i følgende nivåer: grunnskole, videregående skole, universitets- og høyskole kort, universitets- og høyskole lang samt ingen fullført utdanning eller ikke oppgitt nivå.

4.6.7 Indekser

Det er innhentet data for å beregne indekser for ulike kostnadstyper. Tabell 05334 i statistikkbanken er benyttet for å beregne indeks for offentlig konsum (SSB 2009f). Tabellen inneholder data for offentlig konsum i løpende og faste priser, slik at en indeks med år 2005 som basisår kan beregnes. På tilsvarende måte beregnes indeks for investeringer, hvor tabell 06164 i statistikkbanken benyttes (SSB 2009b). I tillegg er konsumprisindeksen innhentet fra tabell 03363 (SSB 2009c). Konsumprisindeksen er angitt med 1998 som basisår, derfor er denne omregnet slik at den får 2005 som basisår. Indeksene benyttes for å omgjøre alle variabler med kronebeløp til faste 2005 kroner.

4.7 Validitet og reliabilitet

Både undersøkelsesdesignet og datainnsamlingen påvirker undersøkelsens validitet og reliabilitet. Validitet innebærer gyldighet og relevans, det vil si at dataene har relevans for problemstillingen, slik at man faktisk måler det man ønsker å måle. Reliabilitet innebærer

pålitelighet og troverdighet, det vil si om undersøkelsen er til å stole på slik at man får samme resultat hvis man gjennomfører undersøkelsen på nytt.

Forskningsdesignet som benyttes i denne undersøkelsen, er tilsvarende det som benyttes i en rekke av de empiriske undersøkelsene som er foretatt innenfor fordelingspolitikk, som det ble redegjort for i kapittel 3. Dermed er det et utprøvd design, som antas å være godt egnet for å foreta tilsvarende undersøkelser. Designet i seg selv er ikke noen garanti for validiteten. Men jeg mener operasjonaliseringen, med å undersøke sammenhengen mellom forsvarsutgiftene i fylkene og de ulike forklaringsvariablene, med bruk av paneldata for samtlige fylker for en relativ lang tidsperiode, er godt egnet for å undersøke problemstillingen. Det kunne imidlertid være ønskelig med en lengre tidsperiode, men er ikke mulig på grunn av manglende data for fylkesfordelte forsvarsutgifter.

Fordelingspolitikk er et område med et omfattende teoretisk grunnlag, som gjør det mulig å utlede hypoteser, og teste disse. Derfor er en kvantitativ tilnærming med bruk av regresjonsanalyser godt egnet. Modellkontrollen, ved å utelate de nordligste fylkene, gjøres for å undersøke om designet er egnet for å belyse problemstillingen, eller om resultatet skyldes for eksempel strategiske grunner for lokalisering, siden det kan være både strategiske og andre grunner for Forsvarets lokalisering i Nord Norge.

I litteraturen fremkommer det at kommuner øver press på Stortinget for å få forsvarsvirksomhet til sin kommune. Dataene som benyttes i undersøkelsen er på fylkesnivå. Det vil derfor kunne være forhold innen det enkelte fylket som ikke blir fanget opp i analysen. Hvis data hadde vært tilgjengelig på kommunenivå, kunne for eksempel de tilfellene hvor forsvarsvirksomhet flyttes innenfor et fylke, bli fanget opp.

Det benyttes sekundærdata for å undersøke problemstillingen. Dataene er i hovedsak innehentet fra Statistisk sentralbyrå, Norsk samfunnsvitenskapelig datatjeneste og fra Stortinget. Disse kildene anser jeg for å være pålitelige, men kan ikke utelukke at det finnes feil i dataene. Feil kan også oppstå ved overføring og inntasting av data, selv om dette blir nøye kontrollert. En stor fordel med disse dataene er at de er allment tilgjengelig, slik at de kan etterprøves, samt at det er mulig for andre å benytte dataene for tilsvarende undersøkelser. For enkelte år, og for noen fylker, er det mangler i datasettet. I slike tilfeller benyttes interpolering for beregning av variabler, noe som kan ha betydning for reliabiliteten, men betydningen antas å være liten. For å få sammenlignbare tall blir alle økonomiske data regnet om til faste 2005 kroner.

For variabelen kuttpunkttettheten, er ideologikomponenten den samme over hele tidsrommet som undersøkes, på grunn av manglende data. Dette kan påvirke resultatet, da det er mulig at

velgernes ideologiske ståsted har forandret seg i løpet av perioden, noe politikerne har tatt følge av, men som ikke fremkommer i analysen som følge av manglende data.

Et spørsmål er om det valgte undersøkelsesopplegget kan påvirke resultatet av undersøkelsen. For å hindre dette foretas modellkontroll, som beskrevet ovenfor, ved å teste om forutsetningene for regresjonsanalyser er tilstede og foreta eventuelle korrigeringer. I tillegg blir den avhengige variabelen skiftet ut, for å undersøke om resultatene fra analysene kan skyldes den valgte modellen.

5 Dataanalyse

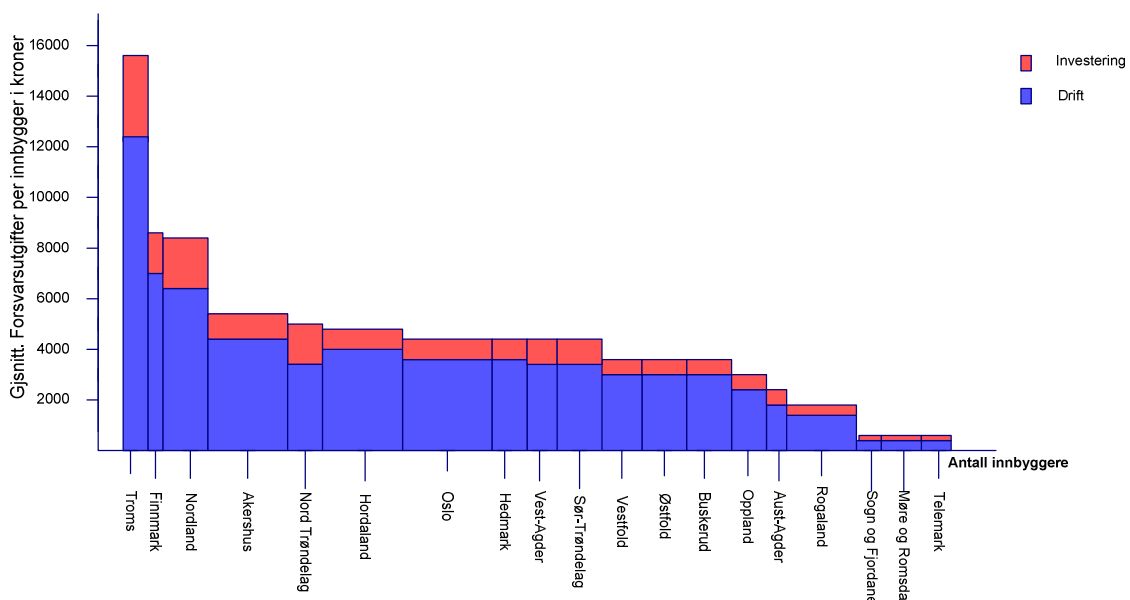
I dette kapitlet analyseres og presenteres de innsamlede data, med metodene som ble beskrevet i forrige kapittel. Først presenteres data ved hjelp av deskriptiv statistikk, for å gi en oversikt over de viktigste data i forhold til problemstillingen. Dette betyr at det fokuseres på forsvarsutgifter. I tillegg presenteres data for fylkenes representasjon i Forsvarskomiteen. Deretter presenteres resultatene fra regresjonsanalysene, som sammenholdes med hypotesene som ble utledet. Til slutt foretas en kort oppsummering. Når det gjelder drøfting og vurdering av resultatene foretas det i kapittel 6.

5.1 Deskriptiv statistikk

For å kunne sammenligne kronebeløp over tid, er alle beløp som presenteres i faste 2005 kroner. Først gis en oversikt over forsvarsutgifter per innbygger og totalt. Deretter gis en oversikt over representasjonen i Forsvarskomiteen. Denne statistikken presenteres med diagrammer. Tabeller med statistikk for disse variablene, samt andre forklaringsvariabler følger i vedlegg 1.

5.1.1 Forsvarsutgifter

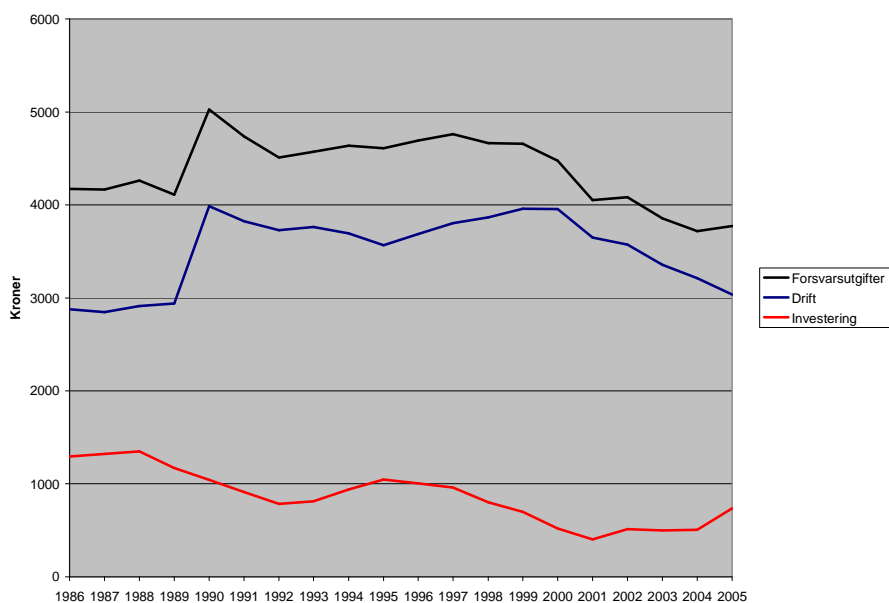
Figur 5 viser de gjennomsnittlige forsvarsutgiftene per innbygger i fylkene i perioden 1986–2005. I tillegg angir kolonnebredden antall innbyggere i fylkene, som totalt utgjør 4,4 mill¹⁹. Arealet av kolonnene illustrerer dermed fylkenes totale forsvarsutgifter. Forsvarsutgiftene består av drift og investering, som også fremkommer av figuren.



Figur 5 Gjennomsnittlige forsvarsutgifter per innbygger 1986–2005 - kolonnebredde angir antall innbyggere.

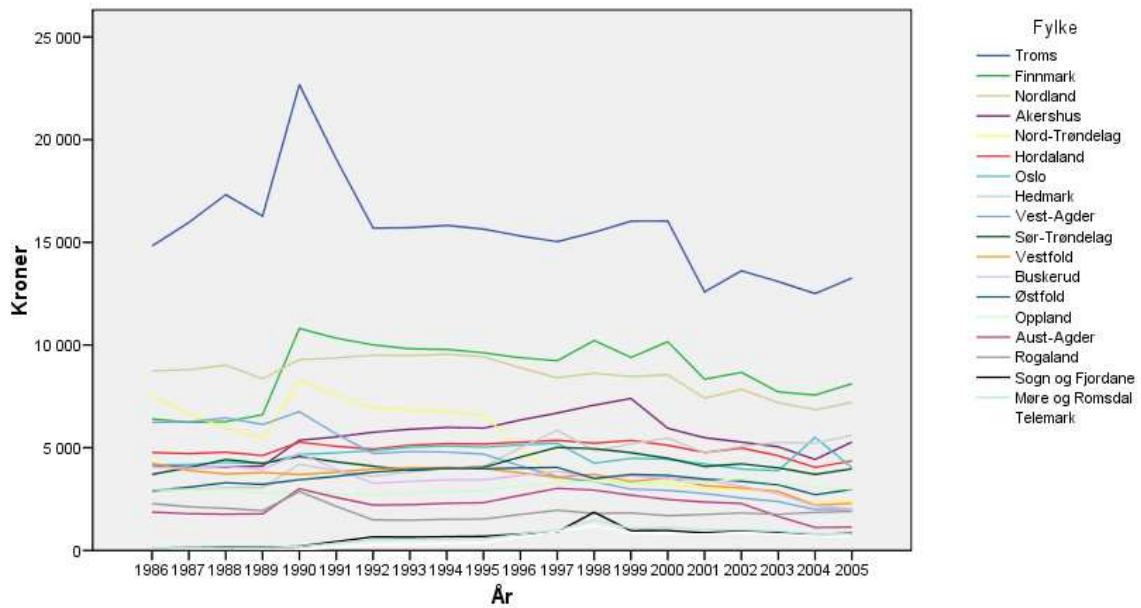
¹⁹ Gjennomsnittstall for perioden 1986–2005.

Figuren viser at de tre nordligste fylkene har den største andelen forsvarsutgifter per innbygger, med Troms øverst med ca 15600 kroner per år. Finnmark og Nordland følger deretter med henholdsvis 8700 og 8600 kroner per innbygger, men disse utgjør dermed ca 55 prosent av Troms' andel per innbygger. Minst andel per innbygger har Sogn og Fjordane, Møre og Romsdal og Telemark med mellom 500 og 700 kroner per år. Når det gjelder de gjennomsnittlige totale forsvarsutgiftene, er det fem fylker som har over 2 mrd i gjennomsnitt per år. Akershus ligger øverst med i overkant av 2,4 mrd, deretter følger Troms med ca 2,3 mrd, Oslo med ca 2,2 mrd, Hordaland ca 2,1 mrd og Nordland med ca 2 mrd. Nederst ligger Sogn og Fjordane og Telemark som begge har under 100 mill i gjennomsnitt per år. Hvis Oslo, som er det fylket med flest innbyggere, skulle hatt like mye i forsvarsutgifter per innbygger som Troms, ville det innebære totale gjennomsnittlige forsvarsutgifter på ca 7,5 mrd kroner per år. Hvis Troms på den annen side skulle hatt like lite i forsvarsutgifter per innbygger som Telemark som har minst, ville de totalt hatt ca 75 mill kroner per år. Det vil si omtrent 1 prosent av hva de faktisk har. Når det gjelder forsvarsutgiftenes utvikling over tid vises det i figuren nedenfor.



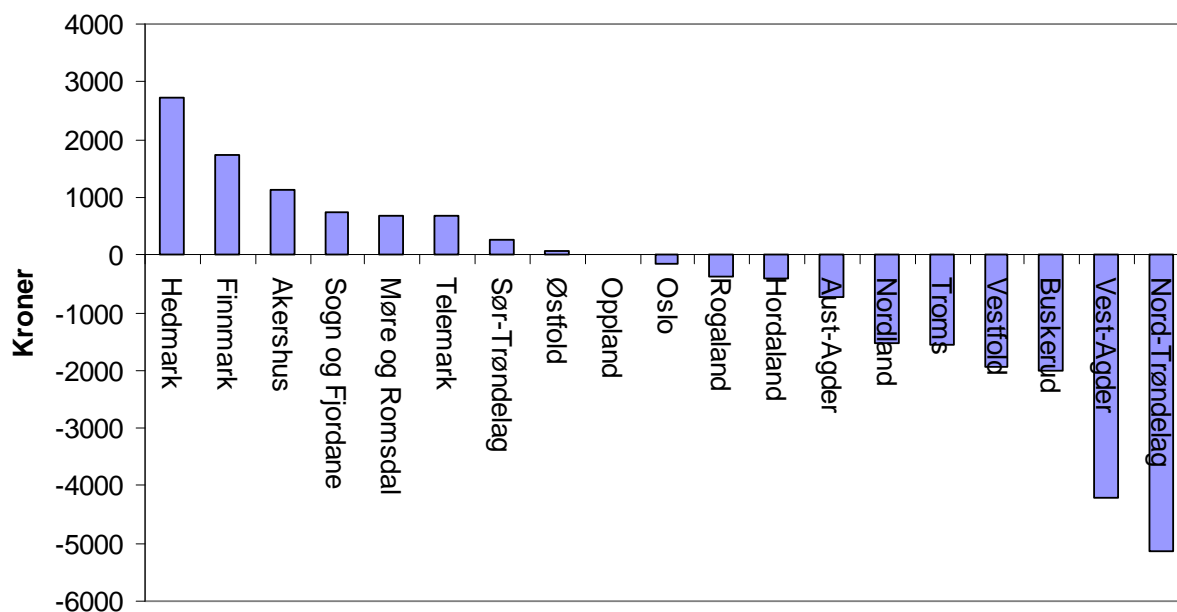
Figur 6 Forsvarsutgifter, drift og investering per innbygger for perioden 1986–2005

Figur 6 viser utviklingen over tid for forsvarsutgiftene per innbygger for hele landet. Forsvarsutgiftene er summen av drift (bruttoprodukt) og investeringer, som også vises i figuren. Forsvarsutgiftene starter i 1986 på ca 4200 kroner per innbygger og øker til ca 5000 i 1990 som er det høyeste beløpet. Deretter synker de hvert år frem til 2004 hvor det laveste nivået registreres med ca 3700 kroner per innbygger. Det er en liten økning i 2005, som skyldes økte investeringer dette året. Selv om investeringene har en økning noen år midt på 1990-tallet, er det en fallende trend frem til 2001. Etter 2001 er det imidlertid en liten økning.



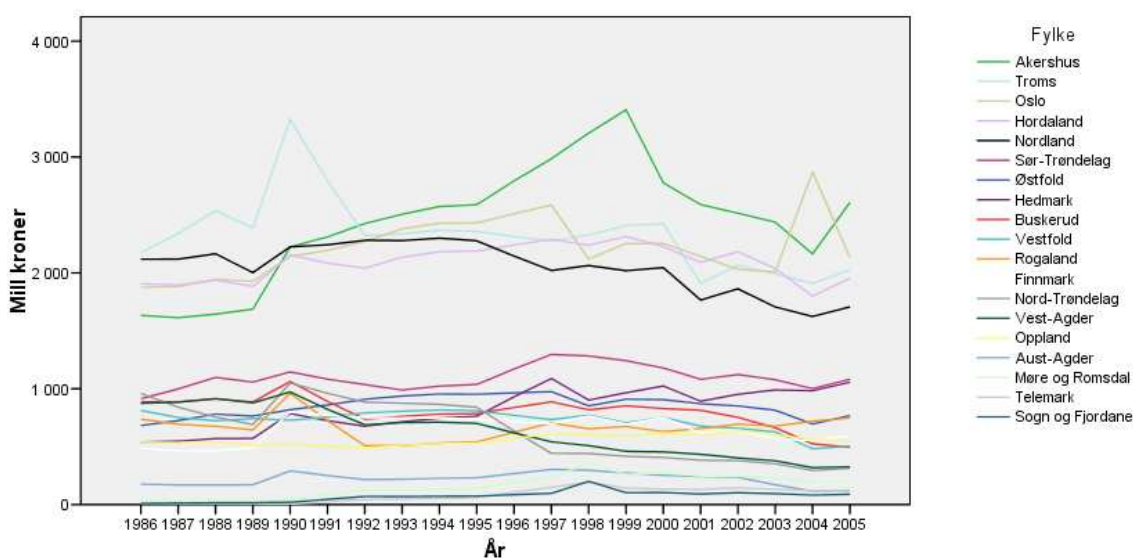
Figur 7 Årlige forsvarsutgifter fylkesfordelt per innbygger for perioden 1986–2005

Figur 7 viser utviklingen i forsvarsutgiftene per innbygger for det enkelte fylket i 20-årsperioden fra 1986 til 2005. Det er en nedadgående trend fra 1990, som er toppåret for de fleste fylkene, og frem til 2005. Troms har de største forsvarsutgiftene per innbygger i hele perioden, men er også det fylket som har den største nedgangen i kroner fra ca 23000 i toppåret til ca 13000. Nedgangen er dermed større enn gjennomsnittlige forsvarsutgifter i Finnmark, som har nest størst utgifter i perioden. Nord-Trøndelag har også en relativ stor nedgang fra ca 8300 i 1990 til ca 2400 kroner i 2005. For mange av fylkene er imidlertid forsvarsutgiftene relativt stabile i 20-årsperioden. Akershus skiller seg ut, med en stigning i hele perioden fra 1986 til 1999 for deretter å synke relativt mye frem til 2004. Hvis man sammenligner første og siste år i perioden er det andre endringer som fremkommer, som vises i neste figur.



Figur 8 Endring i forsvarsutgifter per innbygger fra 1986 til 2005

Figur 8 viser endring i forsvarsutgifter per innbygger ved å sammenligne 1986 med 2005. Hedmark har størst økning i forsvarsutgifter i denne perioden, med en økning på ca 2700 kroner per innbygger. Finnmark følger deretter med ca 1700 kroner. Den største nedgangen har Nord-Trøndelag med i overkant av 5100 kroner og Vest-Agder med ca 4200 kroner. Buskerud og Vestfold har også en relativt stor nedgang med ca 2000 kroner, og Troms og Nordland med i overkant av 1500 kroner per innbygger. Når det gjelder utviklingen i de totale forsvarsutgiftene over tid, vises det i neste figur.

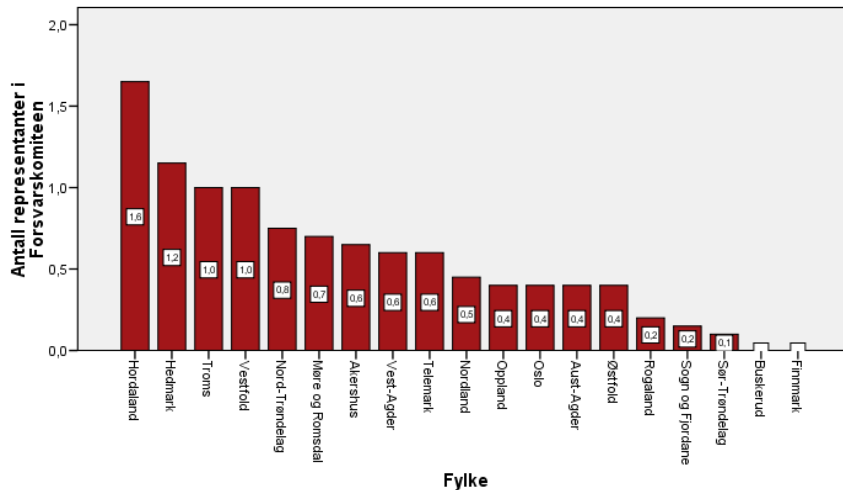


Figur 9 Oversikt over totale fylkesfordelte forsvarsutgifter for perioden 1986–2005

Figur 9 viser de totale forsvarsutgiftene, i millioner kroner, fordelt på fylkene for hvert år i perioden 1986–2005. Frem til 1991 har Troms de største forsvarsutgiftene, deretter er det

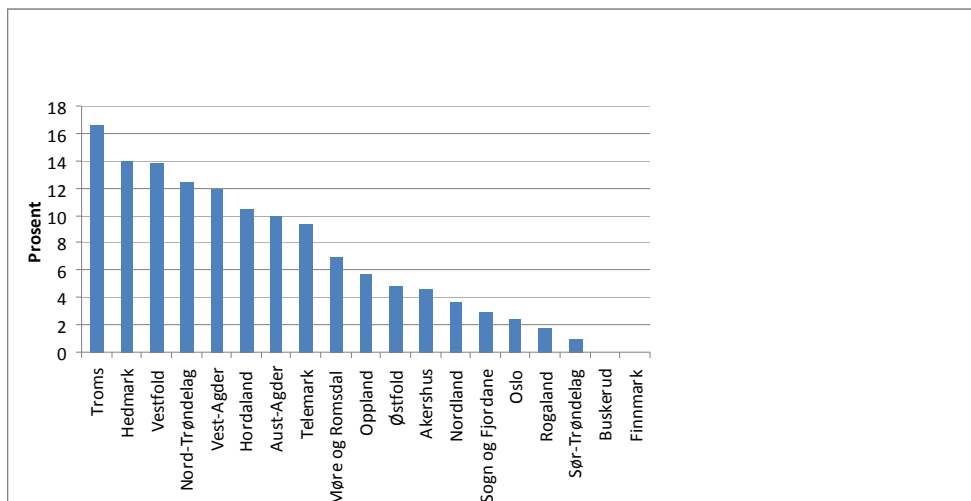
Akershus som har størst utgifter bortsett fra 2004, hvor Oslo ligger høyest. De fylkene som skiller seg ut med høye utgifter i hele perioden er Akershus, Troms, Oslo, Hordaland og Nordland. Disse fylkene har imidlertid en større variasjon i utgiftene fra år til år, enn fylkene med lavere utgifter, som ligger relativt stabilt i perioden.

5.1.2 Representasjon i Forsvarskomiteen



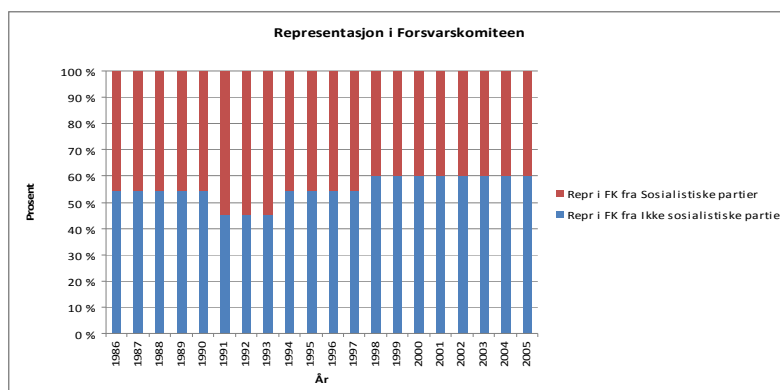
Figur 10 Gjennomsnittlig representasjon i Forsvarskomiteen fra fylkene i perioden 1986–2005

Figur 10 viser gjennomsnittlig antall representanter i Forsvarskomiteen fra det enkelte fylket. Bare Hordaland, Hedmark og Vestfold har i gjennomsnitt vært representert med én representant eller mer per år i hele 20-årsperioden. Hordaland er det fylket som har klart flest representanter, og i gjennomsnitt vært representert med 1,6 representanter per år. I motsatt ende av skalaen er Rogaland, Sogn og Fjordane og Sør-Trøndelag med mellom 0,1 og 0,2 representanter per år. Helt nederst ligger Buskerud og Finnmark som i løpet av perioden aldri har vært representert i Forsvarskomiteen. Antall representanter i Forsvarskomiteen vil imidlertid kunne påvirkes av totalt antall representanter et fylke har på Stortinget. Nedenfor følger derfor en oversikt over representasjon i forhold til antall stortingsrepresentanter.



Figur 11 Fylkenes representasjon i Forsvarskomiteen i prosent av antall stortingsrepresentanter

Figur 11 viser fylkenes gjennomsnittlige representasjon i Forsvarskomiteen i prosent av totalt antall stortingsrepresentanter fra fylket i perioden 1986–2005. Dette kan gi et uttrykk for i hvilken grad fylket satser på Forsvarskomiteen. Troms ligger på topp med over 16 prosent av sine representanter i Forsvarskomiteen. Deretter følger Hedmark og Vestfold med ca 14 prosent. Nederst ligger Buskerud og Finnmark som ikke har vært representert i komiteen i perioden. Hvis Oslo hadde satset like mye på Forsvarskomiteen som Troms, ville det innebære at Oslo i gjennomsnitt hadde hatt 2,6 representanter i komiteen.



Figur 12 Representasjon i Forsvarskomiteene fra sosialistiske og ikke-sosialistiske partier i perioden 1986–2005

Figur 12 viser den prosentvise fordelingen mellom sosialistiske og ikke-sosialistiske partier i Forsvarskomiteen, hvert år, i perioden 1986–2005. Ikke-sosialistiske partier har over 50 prosent av representantene i Forsvarskomiteen i perioden, bortsett fra årene 1991–1993. Dette gjenspeiler i stor grad den totale representasjonen på Stortinget, hvor det i hele perioden har vært et ikke-sosialistisk flertall.

5.2 Regresjonsanalyser

I denne delen presenteres resultatet av regresjonsanalysene som blir sammenholdt med hypotesene som ble utledet. Først presenteres imidlertid modellkontrollen som ble gjennomført, for å teste om modellen tilfredsstillende kriteriene for bruk av regresjonsanalyser.

5.2.1 Modellkontroll – kontroll av forutsetninger for regresjonsanalyser

Det foretas kontroll av de forutsetningene som det ble redegjort for i forrige kapittel.

I RE-modellene benyttes Hausmantest²⁰ for å sjekke forutsetningen om at random effektene ikke er korrelert med forklaringsvariablene. Nullhypotesen innebærer at randomeffektene ikke er korrelert med forklaringsvariablene.

Tabell 3 Hausmantest – testresultater for distrikts- og partimodellene

	Chi-Sq. Statistic	Chi-Sq. d.f.	Prob.
Distriktsmodell	1,996	6	0,920
Partimodell 1	3,364	8	0,910
Partimodell 2	7,769	9	0,558

Tabell 3 viser testresultatene for distriktsmodellen, partimodell 1 og partimodell 2. Testverdiene er ikke signifikant for noen av regresjonene totalt. Heller ingen enkeltvariabler i regresjonsanalysene er signifikant i testen, noe som fremkommer av utskriften av testene som følger i vedlegg 5. Dette innebærer at nullhypotesen ikke kan forkastes. Det er derfor liten sannsynlighet for korrelasjon mellom forklaringsvariablene og feilledet. Det blir derfor ikke foretatt endringer i modellen, eller foretatt korreksjoner av data.

For å teste om det er uavhengighet mellom feilledene benyttes Durbin-Watson test. Resultatet fra denne testen fremkommer av resultatene fra regresjonsanalysene i vedlegg 2, 3 og 4. Disse angir imidlertid ikke noen p-verdi, men som et grovt estimat vil verdier for Durbin-Watson test mindre enn 1,3 antyde autokorrelasjon (Griffiths et al. 2008:183). Som det fremkommer av utskriftene, er verdien mindre enn 1,3 for samtlige regresjonsanalyser. Autokorrelasjon er derfor sannsynlig. Som følge av dette benyttes "Period SUR" ved gjennomføring av alle regresjonsanalyser, for å korrigere for mulig autokorrelasjon.

Korrelasjonsmatrise ble benyttet for å undersøke om det er multikolaritet. Ingen av variablene har korrelering over 0,9, men noen har relativt høy korrelasjon, og blir utelatt av analysene jf. korrelasjonsmatrise i vedlegg 11. Ved eventuell perfekt kolinearitet vil analyseprogrammet EViews rapportere feil ved gjennomføring av regresjonsanalysene. For variablene som er beholdt i analysen er det ingen feilrapportering.

²⁰ Testen gjennomføres på dataene for random effects uten period SUR korrigeringer.

5.2.2 Distrikts- og partimodell

Det ble gjennomført tre regresjonsanalyser, en for distriktsmodellen og to for partimodellen. Analysene omfatter perioden 1986–2005 for den avhengige variabelen, forsvarsutgifter per innbygger, med ett års forsinkelse (lag) for alle forklaringsvariabler. Alle analysene ble foretatt med ”random effects” (RE) og ”fixed effects” (FE). samt at ”period SUR” korrigeringer ble foretatt.

Den første analysen er av distriktsmodellen, hvor skatteprisen er den forklaringsvariabelen som antas å påvirke forsvarsutgiftene i fylket. I tillegg inkluderes representasjon i Forsvarskomiteen, samt fire sosioøkonomiske variabler²¹, som også benyttes i partimodellene. Den andre analysen er av partimodellen, hvor antall velgere per mandat, velgernes volatilitet og kuttpunkttheten benyttes som forklaringsvariabler. Den tredje analysen er også en partimodell, men hvor representasjon i forsvarskomiteen er erstattet med andelen ikke-sosialistiske velgere og representanter i Forsvarskomiteen. De detaljerte utskriftene, fra dataprogrammet EViews, følger i vedlegg 2, mens de viktigste analyseresultatene er oppsummert i Tabell 4.

Tabell 4 Resultat av regresjonsanalyser

Avhengig variabel: LOG(FUPERINNB)	Distriktsmodell				Partimodell 1				Partimodell 2			
	Random effects		Fixed effects		Random effects		Fixed effects		Random effects		Fixed effects	
	Koeffisient	t-verdi	Koeffisient	t-verdi	Koeffisient	t-verdi	Koeffisient	t-verdi	Koeffisient	t-verdi	Koeffisient	t-verdi
Konstant	14,025	1,883 *	5,711	0,137	36,012	3,437***	40,994	1,663 *	32,351	2,784 ***	33,862	1,274
Forklaringsvariabler:												
SKATTEPRIS(-1)	-1,344	-0,250	-6,026	-0,215								
REPRFK(-1)	0,078	1,096	0,110	1,490	0,082	1,192	0,117	1,654 *				
LOG(INNTEKT(-1))	-0,614	-0,958	0,569	0,159	-0,720	-1,059	-0,405	-0,211	-0,615	-0,956	-0,090	-0,046
ARBLEDIGE(-1)	-3,948	-0,496	0,012	0,001	-8,033	-1,116	-4,835	-0,329	-6,416	-0,939	-4,674	-0,323
SOSIALHJELP(-1)	17,130	1,751 *	-2,942	-0,334	17,945	1,876 *	-3,628	-0,433	18,137	1,935 *	-1,956	-0,242
UNIVERSITET(-1)	4,685	1,413	-25,027	-1,365	5,433	1,411	-23,904	-1,314	4,738	1,141	-20,832	-1,149
LOG(VELGEREPERMANDAT(-1))					-2,106	-2,637 ***	-2,228	-2,574 **	-1,878	-2,535 **	-1,953	-2,379 **
VOLATILITET(-1)					0,335	0,412	0,021	0,024	0,330	0,424	-0,103	-0,123
KUTTPUNKTTETHET(-1)					-0,872	-0,057	-10,787	-0,522	-1,426	-0,093	-12,323	-0,638
ANDELISOSVELGERE(-1)									0,531	0,213	0,677	0,188
ANDELISOSREPRFK(-1)									0,296	2,310 **	0,326	2,435 **
Antall observasjoner	379		379		379		379		379		379	
Justert R ²	0,086		0,810		0,117		0,817		0,140		0,822	
Signifikansnivå:	* 10 %		** 5 %		*** 1 %							

Tabell 4 viser resultatene av regresjonsanalysene for distrikts- og partimodellen med bruk av RE og FE. For alle analysene er antall observasjoner 379²², som består av 19 fylker med data for perioden 1986–2005.

²¹ De sosioøkonomiske variablene ble valgt ut fra en rekke ulike forklaringsvariabler basert på tester, korrelasjon og forklaringskraft.

²² Årsaken til at det ikke er 380 observasjoner, er at én observasjon utelates som følge av at Telemark er registrert med 0 i forsvarsutgifter for 1986, og siden den avhengige variabelen transformeres ved bruk av naturlig logaritme kan det ikke beregnes verdi for denne observasjonen.

I distriktsmodellen er det en negativ sammenheng mellom forsvarsutgifter per innbygger og skattepris som antatt (hypotese 3). Koeffisienten er på -1,34 for RE og -6,03 for FE, som innebærer at en økning på ett prosentpoeng i fylkets andel av den totale skattekostnaden medfører en nedgang i forsvarsutgiftene per person i fylket på henholdsvis ca 1,3 prosent og 6 prosent²³. Variabelen er imidlertid ikke signifikant, og nullhypotesen kan derfor ikke forkastes, som betyr at det ikke er støtte for hypotese 3. For fylkets representasjon i Forsvarskomiteen er det en positiv sammenheng som antatt (hypotese 4), hvor en økning på én representant i Forsvarskomiteen fra fylket innebærer en økning i forsvarsutgifter per innbygger på ca 7,8 prosent og 11 prosent²³ i henholdsvis RE og FE. Variabelen er imidlertid ikke signifikant, og nullhypotesen kan derfor ikke forkastes. Antakelsen i hypotese 1 var at dårlige sosioøkonomiske forhold, høy arbeidsløshet, lav inntekt og stor andel mottakere av sosialstønad, ville innebære større andel av forsvarsbudsjettet per innbygger i fylket. Resultatet fra regresjonsanalysen støtter ikke hypotesen. Det er motsatt sammenheng i RE og FE, og det er bare for andelen som mottar sosialhjelp at det er signifikant sammenheng, og da kun i RE. For variabelen universitet, det vil si andelen med høyskoleutdanning, er det en positiv sammenheng som antatt i RE (hypotese 2). I FE er den imidlertid negativ, men ingen av disse er signifikante. Nullhypotesen kan derfor ikke forkastes.

Partimodell 1 viser som antatt en positiv sammenheng mellom forsvarsutgifter og fylkets representasjon i Forsvarskomiteen (hypotese 4), hvor en økning på én representant i Forsvarskomiteen fra fylket innebærer en økning i forsvarsutgifter per innbygger på ca 8,2 prosent og 11,7 prosent i henholdsvis RE og FE. Variabelen er imidlertid ikke signifikant i RE.

For de sosioøkonomiske variablene er det, som i distriktsmodellen, ingen støtte for hypotese 1, bortsett fra andelen som mottar sosialhjelp, som er positiv og signifikant i RE. For antall velgere per mandat er det en negativ sammenheng som antatt, hvor en økning på én prosent i antall velger per mandat i fylket, medfører en nedgang i forsvarsutgifter på i overkant av to prosent (2,1 prosent i RE og 2,2 prosent i FE). Denne er signifikant og nullhypotesen kan forkastes, som innebærer at det er støtte for hypotese 7. For velgernes volatilitet, det vil si andelen som bytter parti fra én valgperiode til den neste, er det en positiv sammenheng som antatt (hypotese 8), men sammenhengen er svak og ikke signifikant (økning i volatilitet på ett prosentpoeng medfører en økning på 0,3 prosent i RE og 0,02 prosent i FE for forsvarsutgifter per innbygger). For kuttpunkttetthet er det en negativ sammenheng, og er derfor motsatt av antakelsen (hypotese 9).

²³ Ved en log-lineær modell medfører én enhets endring i forklaringsvariabelen, en endring i avhengig variabel som er tilnærmet 100*koeffisienten. Tilnærmingen er meget god ved små endringer i variablene, men større feilmargin ved store endringer (Hill et al. 2008: 473-475). I regresjonene er alle forklaringsvariabler med prosentandeler gjort om til andeler mellom 0 og 1, derfor multipliseres ikke disse koeffisienten med 100, jf. 4.2.2.1 transformering.

Sammenhengen er imidlertid ikke signifikant. Nullhypotesen for volatilitet og kuttpunktthet kan derfor ikke forkastes.

Partimodell 2 viser tilsvarende resultater for de forklaringsvariablene som også var inkludert i partimodell 1. For andelen ikke-sosialistiske velgere, det vil si kjernevelgere, er det en positiv sammenheng som antatt (hypotese 10), hvor en økning i andelen ikke-sosialistiske velgere på ett prosentpoeng medfører en økning i forsvarsutgifter per innbygger i fylket på 0,5 prosent i RE og 0,7 prosent i FE. Variabelen er imidlertid ikke signifikant, og nullhypotesen kan derfor ikke forkastes. For andelen ikke-sosialistiske representanter i Forsvarskomiteen er det en positiv sammenheng som antatt (hypotese 5), hvor en økning i andelen ikke-sosialistiske representanter på ett prosentpoeng medfører en økning i forsvarsutgifter per innbygger på ca 0,3 prosent.

5.2.2.1 Utelatelse av de nordligste fylkene

Det kan hevdes at Forsvarets strategiske lokalisering i Nord-Norge er årsak til resultatene, og ikke ulike typer fordelingspolitikk. For å teste modellen er det derfor foretatt tilsvarende analyser som i forrige avsnitt, men hvor de tre nordligste fylkene er utelatt. Resultatet av disse analysene vises i Tabell 5. Detaljerte utskrifter fra analysene følger i vedlegg 3.

Tabell 5 Resultat av regresjonsanalyser med utelatelse av Nordland, Troms og Finnmark

Avhengig variabel: LOG(FUPERINNB)	Distriktsmodell				Partimodell 1				Partimodell 2			
	Random effects		Fixed effects		Random effects		Fixed effects		Random effects		Fixed effects	
	Koeffisient	t-verdi	Koeffisient	t-verdi	Koeffisient	t-verdi	Koeffisient	t-verdi	Koeffisient	t-verdi	Koeffisient	t-verdi
Konstant	16,236	2,080 **	16,490	0,309	34,977	3,226***	51,903	1,876 *	30,198	2,284 **	37,845	1,241
Forklaringsvariabler:												
SKATTEPRIS(-1)	1,047	0,200	-3,007	-0,084								
REPRFK(-1)	0,101	1,191	0,131	1,475	0,105	1,318	0,142	1,692 *				
LOG(INNTEKT(-1))	-0,848	-1,250	-0,342	-0,073	-0,801	-1,081	-1,153	-0,525	-0,624	-0,855	-0,516	-0,231
ARBLEDIGE(-1)	-4,950	-0,561	0,538	0,027	-10,048	-1,289	-8,162	-0,434	-6,951	-0,902	-9,835	-0,545
SOSIALHJELP(-1)	18,081	1,686 *	-4,679	-0,528	19,117	1,817 *	-5,384	-0,600	17,673	1,793 *	-3,065	-0,353
UNIVERSITET(-1)	5,904	1,542	-25,746	-1,187	6,112	1,275	-25,197	-1,170	4,551	1,002	-15,729	-0,743
LOG(VELGEREPERMANDAT(-1))					-1,962	-2,393 **	-2,434	-2,669 ***	-1,834	-2,256 **	-2,159	-2,474 **
VOLATILITET(-1)					0,606	0,510	0,506	0,404	0,599	0,545	0,229	0,194
KUTTPUNKTTETHET(-1)					0,366	0,023	-9,472	-0,371	2,872	0,143	-9,074	-0,357
ANDELISOSVELGERE(-1)									2,025	0,621	3,642	0,746
ANDELISOSREPRFK(-1)									0,350	2,517 **	0,350	2,364 **
Antall observasjoner	319		319		319		319		319		319	
Justert R ²	0,099		0,755		0,126		0,766		0,167		0,775	
Signifikansnivå:	* 10 % ** 5 % *** 1 %											

Tabell 5 viser små endringer i forhold til Tabell 4. Det vil si at resultatet fra analysene ikke endres vesentlig hvis fylkene i Nord-Norge utelates fra analysene.

I distriktsmodellen er det små endringer i styrke, det vil si koeffisientenes størrelse, i forhold til resultatene for hele landet. Det er heller ingen endring i retning, det vil si koeffisientens fortegn, eller signifikansnivå.

I partimodell 1 er det også små endringer i styrke. Når det gjelder retning er kuttpunkttetthet endret til positiv sammenheng i RE. For signifikansnivået er det en endring for velgere per mandat som er signifikant på 5 prosent nivå i RE, denne var på 1 prosent for hele landet. I FE er det motsatt endring, hvor den nå er signifikant på 1 prosent nivå, mens den var på 5 prosent nivå for hele landet.

I partimodell 2 er det små endringer i styrke, og ingen forskjell i signifikansnivå. For retning er kuttpunkttetthet endret til positiv sammenheng i RE, og volatilitet endret til positiv i FE.

5.2.3 Sivilt offentlig konsum som avhengig variabel

Resultatene fra den opprinnelige modellen viste en signifikant sammenheng mellom variabler for Forsvarskomiteen og forsvarsutgifter per innbygger. For å teste modellen erstattes den avhengige variabelen, forsvarsutgifter per innbygger, med sivilt offentlig konsum²⁴ per innbygger. I denne modellen antas at man ikke finner en sammenheng mellom variabler for Forsvarskomiteen og sivilt offentlig konsum per innbygger, men at det er en sammenheng med de sosioøkonomiske variablene. De detaljerte utskriftene fra dataprogrammet for disse analysene følger i vedlegg 4, mens de viktigste resultatene er oppsummert i tabellen nedenfor. Både RE og FE vises i tabellen, men resultatet for RE kan være usikker, da Hausmantest viste at det er sannsynlig at random-effektene er korrelert med forklaringsvariablene. Utskrift av Hausman-test, for sivilt konsum som avhengig variabel, vises i vedlegg 5.

Tabell 6 Resultat av regresjonsanalyser for sivilt offentlig konsum

Avhengig variabel: LOG(SIVILTKONSUM)	Distriktsmodell				Partimodell 1				Partimodell 2			
	Random effects		Fixed effects		Random effects		Fixed effects		Random effects		Fixed effects	
	Koeffisient	t-verdi	Koeffisient	t-verdi	Koeffisient	t-verdi	Koeffisient	t-verdi	Koeffisient	t-verdi	Koeffisient	t-verdi
Konstant	13,981	19,716 ***	14,290	6,962 ***	13,907	13,240 ***	10,498	7,580 ***	13,368	12,633 ***	9,697	6,563 ***
Forklaringsvariabler:												
SKATTEPRIS(-1)	-0,680	-0,855	3,859	2,623 ***								
REPRFK(-1)	-0,003	-0,625	0,003	0,697	-0,003	-0,656	0,004	0,985				
LOG(INNTEKT(-1))	-0,373	-6,098 ***	-0,333	-1,877 *	-0,368	-6,409 ***	-0,055	-0,528	-0,333	-5,894 ***	-0,003	-0,027
ARBLEDIGE(-1)	-2,059	-3,782 ***	-2,297	-2,706 ***	-2,781	-5,092 ***	-2,063	-2,466 **	-2,518	-4,684 ***	-2,100	-2,518 **
SOSIALHJELP(-1)	4,892	6,261 ***	1,105	1,723 *	4,497	5,837 ***	1,111	1,684 *	4,378	5,678 ***	1,254	1,883 *
UNIVERSITET(-1)	6,572	30,767 ***	1,310	1,685 *	6,272	26,551 ***	1,053	1,344	5,914	21,762 ***	1,449	1,833 *
LOG(VELGEREPERMANDAT(-1))					-0,023	-0,313	0,069	1,220	-0,024	-0,333	0,070	1,298
VOLATILITET(-1)					0,202	3,568 ***	0,070	1,292	0,216	3,806 ***	0,067	1,277
KUTTPUNKTTETTHET(-1)					1,277	1,165	0,026	0,023	1,303	1,237	-0,210	-0,194
ANDELISOSVELGERE(-1)									0,308	2,005 **	0,256	1,344
ANDELISOSREPRFK(-1)									-0,013	-1,317	0,000	0,051
Antall observasjoner	379		379		379		379		379		379	
Justert R ²	0,932		0,981		0,931		0,981		0,934		0,981	

Signifikansnivå: * 10 % ** 5 % *** 1 %

²⁴ offentlige utgifter eksklusiv forsvar

Tabell 6 viser ingen signifikant sammenheng mellom sivil konsum og variablene representanter i Forsvarskomiteen og andelen ikke-sosialistiske representanter i Forsvarskomiteen. Dette styrker resultatene fra den opprinnelige modellen, om at fylkenes medlemskap i Forsvarskomiteen påvirker forsvarsutgiftene i fylkene, og ikke skyldes modellen.

Som antatt viser resultatene sammenheng mellom sivil konsum og de sosioøkonomiske forklaringsvariablene, og i større grad enn for forsvarsutgifter som antatt i hypotese 1. For inntekt er det en negativ sammenheng som forventet, men denne er ikke signifikant i FE. For andelen som mottar sosialhjelp er det en positiv sammenheng som forventet. Sammenhengen for arbeidsledighet er imidlertid negativ, som er motsatt av antakelsen.

For skattepris er det motstridende resultat, hvor sammenhengen er negativ som forventet i RE, men er positiv i FE. Det er også en forskjell når det gjelder velgere per mandat som er positiv i analysene for FE, men er ikke signifikant. I tillegg er variabelen for volatilitet signifikant i RE. Denne var ikke signifikant for forsvarsutgifter. For andelen ikke-sosialistiske velger er det en positiv sammenheng som er signifikant i RE, denne var ikke signifikant for forsvarsutgifter.

5.2.4 Representanter i Forsvarskomiteen som avhengig variabel

Den deskriptive statistikken viste at det er noen fylker som i gjennomsnitt er representert med én representant eller mer i undersøkelsesperioden. For å undersøke representasjon i Forsvarskomiteen nærmere benyttes logistisk regresjon. Resultatet fra analysen vises i tabellen nedenfor, mens detaljerte utskrifter følger i vedlegg 6.

Tabell 7 Resultat av regresjonsanalyse med medlem i Forsvarskomiteen som avhengig variabel

Avhengig variabel: REPRFK_DUMMY	Cross-section random	
	Koeffisient	Z-verdi
Konstant	1,358	0,552
Forklaringsvariabler:		
REPRFK_DUMMY(-4)	-0,281	-0,421
LOG(FUPERINNB(-4))	-0,170	-0,712
ANDELISOSREPRFK(-4)	0,655	0,806
ANDELISOSIALIST(-4)	-0,568	-0,283
Antall observasjoner		76
McFadden R-squared		0,014
Signifikansnivå: * 10 % ** 5 % *** 1 %		

Tabell 7 viser at det er negativ sammenheng mellom representasjon i forsvarskomiteen og representasjon foregående stortingsperiode, men sammenhengen er ikke signifikant. Det er derfor ikke støtte for hypotesen om at et fylke som er representert, også vil fortsette å være representert i Forsvarskomiteen (hypotese 6). Det er også negativ sammenheng mellom representasjon i Forsvarskomiteen og forsvarsutgifter i foregående periode, men denne er ikke signifikant. De andre kontrollvariablene er heller ikke signifikante.

5.2.5 Andre analyser

I teorikapittelet ble det også angitt at minste vinnende koalisjon kan benyttes for å sikre gjennomslag for goder til egne distrikt. Analysen ble derfor også foretatt for å undersøke om minste vinnende koalisjon har betydning i forbindelse med forsvarsutgifter til fylkene, ved å inkludere variabelen minste vinnende koalisjon i distriktsmodellen. Resultatet fra analysen viste imidlertid at variabelen var negativ, men ikke signifikant. Resultatet fra analysene følger i vedlegg 8.

For å undersøke kjernevelgere nærmere, ble variabelen andel ikke-sosialistiske velgere erstattet med mobiliseringspotensialet for ikke-sosialistiske velgere i partimodell 2. Resultatet fra analysene følger i vedlegg 9, og viser at variabelen er positiv i RE og negativ i FE, men ingen av disse er signifikante. Det er derfor ikke støtte for hypotese 10, ved å benytte denne variabelen for kjernevelgere.

5.3 Oppsummering

Den deskriptive statistikken viste store forskjeller i forsvarsutgifter mellom fylkene, hvor de tre nordligste fylkene har høyest forsvarsutgifter per innbygger i gjennomsnitt i undersøkelsesperioden. Når det gjelder de totale forsvarsutgiftene ligger Akershus, Troms, Oslo, Hordaland og Nordland høyest, hvor alle har over to milliarder kroner i gjennomsnitt per år. Det har vært store endringer fra 1986 til 2005, hvor Hedmark er vinneren med størst økning i forsvarsutgifter per innbygger, mens Nord-Trøndelag er taperen, med størst nedgang. Når det gjelder representasjon i Forsvarskomiteen ligger Hordaland, Hedmark og Troms øverst på listen, med i gjennomsnitt én representant eller mer per år. Ved å se på representasjon i Forsvarskomiteen i forhold til antall Stortingsrepresentanter fra fylket ligger Troms, Hedmark og Vestfold høyest, noe som kan gi et uttrykk for at disse fylkene satser mye på Forsvarskomiteen.

Resultatet fra regresjonsanalysene viste at nullhypotesen ikke kan forkastes for hypotese 1, 2, 3, 6, 8, 9 og 10. For hypotese 4 kan nullhypotesen forkastes i FE. For hypotese 5 og 7 kan nullhypotesen forkastes. Det vil si at det er sannsynlig at forsvarsutgifter per innbygger i fylket øker ved representasjon i Forsvarskomiteen, spesielt hvis komitémedlemmene tilhører partier med stortingsflertall, og at forsvarsutgiftene reduseres ved økning i antall velgere per mandat.

Modellkontrollene som ble gjennomført viste at resultatet ikke endret seg selv om fylkene i Nord-Norge ble utelatt fra analysene. I tillegg viste analysen med sivilt konsum som avhengig variabel, ingen signifikant sammenheng med variablene representanter i Forsvarskomiteen og andelen ikke-sosialistiske representanter i Forsvarskomiteen. Det er derfor lite sannsynlig at sammenhengen mellom Forsvarsutgifter og variablene for Forsvarskomiteen, skyldes den valgte

modellen. Før det trekkes endelige konklusjoner, vil disse resultatene bli drøftet mot hypotesene i neste kapittel.

6 Diskusjon

I dette kapittelet vil resultatene fra forrige kapittel drøftes i forhold til hypotesene som ble fremsatt. Hypotesene er en operasjonalisering for å undersøke problemstillingen: *Lokaliseres Forsvaret i politisk attraktive valgdistrikt som følge av fordelingspolitikk?* I tillegg vil eventuelle konsekvenser av fordelingspolitikk for Forsvaret drøftes. Til slutt foretas en oppsummering.

6.1 Drøfting av resultater

Drøftingen tar utgangspunkt i hypotesene som ble fremsatt, hvor resultatet fra analysene drøftes opp mot disse, og knyttes til teorien og de empiriske undersøkelsene. I samfunnsvitenskaplige undersøkelser kan det i noen sammenhenger diskuteres hvilken retning faktorene vil ha påvirkning. I de tilfeller dette anses som en mulighet for variablene, tas dette med i drøftingen.

6.1.1 Distriktsmodellen

I distriktsmodellen fokuseres det på at politikerne forsøker å få nasjonal finansiering av prosjekter og andre goder til sitt hjemmedistrikt. I modellen har følgende forklaringsvariabler blitt benyttet i forhold til forsvarsutgifter i fylket: sosioøkonomiske forhold, utdanningsnivå, skattepris og representasjon i Forsvarskomiteen.

6.1.1.1 Hypotese 1 – Sosioøkonomiske forhold

Motivasjonen for fordeling av offentlige midler er flere, men å vinne velgere og utøve en god politikk for velferdsmaksimeringer er to av disse, hvor sosioøkonomiske forhold kan ha innvirkning på fordelingen (Savage 1999; Dixit & Londregan 1996; Del Rossi 1995). Antakelsene var at Forsvarets lokalisering er et resultat av ønske regionalpolitikk, hvor sosioøkonomiske forhold påvirker fordelingen av forsvarsutgiftene. Dette innebærer at forsvarsutgifter fordeles til fylker som er preget av lav inntekt, høy arbeidsløshet og stor andel som mottar sosialhjelp, for å få en mer rettferdig fordeling. Det ble imidlertid antatt at sivilt offentlig konsum i større grad fordeles ut fra slike forhold, siden dette forbruket kommer som følge av innbyggernes etterspørsel og behov. Hypotese 1 var derfor: *Forsvarsutgifter per innbygger øker ved lav score på sosioøkonomiske indikatorer, men ikke i like stor grad som for sivilt offentlig konsum.*

Resultatet fra regresjonsanalysen støtter ikke hypotesen. Sammenhengen mellom forsvarsutgifter og de sosioøkonomiske variablene var blandende, med motsatt sammenheng i RE og FE. Bortsett fra mottakere av sosialhjelp i RE, var ingen av de andre variablene signifikant. Resultatet tyder på at representantene fra distriktene ikke er i stand til å benytte forsvarsbudsjettet, for å få økte offentlige goder til sitt distrikt for å utjevne sosiale forskjeller.

Resultatet er derfor ikke i samsvar med undersøkelsene til Johansson (2003) og Ansolabehere et al. (2002).

Det er mulig at de valgte variablene for sosioøkonomiske forhold ikke er godt egnet for å fange opp fenomenet. Det har imidlertid vært forsøkt med en rekke andre variabler²⁵, uten at dette endret på resultatet i vesentlig grad.

At sivilt konsum i større grad enn forsvarsutgifter påvirkes av sosioøkonomiske faktorer ser imidlertid ut til å være korrekt. Resultatet fra analysen for sivilt konsum viste signifikante sammenhenger for samtlige sosioøkonomiske variabler i både FE og RE. Som angitt tidligere vil mye av sivilt offentlig konsum komme som følge av behov for offentlige tjenester fra innbyggerne. Dette vil kunne medføre at distrikt med dårlig score på sosioøkonomiske indikatorer, vil etterspørre mer av offentlige tjenester, og dermed påvirke fordelingen. Fordelingen antas derfor i større grad å være påvirket av etterspørsel, enn av politikernes mulighet til å fordele til bestemte distrikt.

For sivilt konsum er imidlertid arbeidsledighet motsatt av antakelsen, hvor analysene viste en negativ sammenheng. Negativ sammenheng fant også Helland og Sørensen (2009) i undersøkelsen for veiutbygging, som indikerer at veiutbygging er benyttet pro-syklisk. Dette er ikke i samsvar med undersøkelsen til Del Rossi (1995) fra USA, hvor funnene viser at fordelingspolitikken også benyttes som motkonjunkturpolitikk. Det kan være ulike årsaker til den negative sammenhengen, men siden arbeidsledigheten i stor grad varierer i hele landet med de økonomiske konjunktorene, er det mulig at politikerne ikke ser på andelen arbeidsledige når offentlige midler fordeles til fylkene.

6.1.1.2 Hypotese 2 – Utdanningsnivå

Økt krav til kompetanse, som følge av den teknologiske utviklingen, antas å kunne påvirke lokaliseringen av Forsvaret, for å være i stand til å rekruttere og beholde kvalifisert arbeidskraft. Hypotese 2 var derfor: *Forsvarsutgifter per innbygger øker med økt andel med høyskoleutdanning i fylket.*

Resultatet fra analysen støtter ikke hypotesen. Variabelen hadde motsatt fortegn på koeffisienten i RE og FE, og resultatene var ikke signifikante. Hvor i landet det er høy andel innbyggere med høyskoleutdanning ser derfor ikke ut til å ha sammenheng med Forsvarets lokalisering. En grunn kan være at befalet flytter eller pendler til de stedene Forsvaret er etablert eller etableres. Sivilt ansatte derimot antas i større grad å bli rekruttert lokalt. For en del av disse stillingene er det

²⁵ Variabler som ble innhentet og forsøkt benyttet i analysen: uføre, unge, eldre, kommuneansatte, statsansatte, fraflytting og offentlige utgifter.

imidlertid ikke krav til høyskoleutdanning, som for eksempel utførelse av daglig drift og vedlikehold av bygninger.

6.1.1.3 Hypotese 3 – Skattepris

Storingsrepresentantene antas å forsøke å få prosjekter til eget hjemdistrikt for å vinne velgere. Finansieringen av prosjekter skjer gjennom en generell beskatning, derfor vil etterspørselen etter goder være en avtakende funksjon av skatteprisen. Representantene vil forsøke å optimalisere velferden til den representative velgere, og skatteandelen i distriktet antas derfor som den viktigste forklaringsfaktoren i modellen (Helland & Sørensen 2009). Hypotese 3 var derfor at *Forsvarsutgifter per innbygger reduseres ved økt skattepris i fylket.*

Analysen viste som antatt en negativ sammenheng, mellom forsvarsutgifter per innbygger og skattepris, både ved RE og FE. Variabelen var imidlertid ikke signifikant, som innebærer at det ikke er støtte for hypotese 3. Resultatet er dermed forskjellig fra undersøkelsen til Inman og Fitts (1990) og Helland og Sørensen (2009), som fant støtte for at skatteprisen påvirker fordelingen.

En årsak til manglende støtte for hypotesen, kan være at partiet er det viktigste representasjonsobjektet for stortingsrepresentantene som Helland (2000) hevder. Et annet forhold er at det blir fastsatt totalrammer²⁶ for budsjettet for komiteene, noe som begrenser universalismeløsningen. Dette innebærer at selv om flere prosjekt til eget distrikt ville økt velferden for den representative velger i distriktet, vil budsjetttrimmen kunne hindre ytterligere prosjekter eller andre fordeler til distriktet. På den annen side vil det være stortingsflertallet som fastsetter rammene. Hvis flertallet ser for seg en omfattende støtte for hverandres prosjekter og ønsker, vil de kunne fastsette rammer som tar hensyn til dette.

6.1.1.4 Hypotese 4 – Representasjon i Forsvarskomiteen

I distriktsmodellen antas komitémedlemskap å være et middel for overholdelse av avtaler, for å oppnå goder for representantenes egne velgere. Modellen til Weingast og Marshall (1988) fokuserer på hvordan koalisjoner formes og løfter holdes som en parallell til teori om bedrifter og kontrakter. Hypotese 4 var at *forsvarsutgifter per innbygger i fylket øker ved representasjon i Forsvarskomiteen.*

Resultatet fra regresjonsanalysene viste positiv sammenheng i både RE og FE, men var ikke signifikant. Det er derfor ikke støtte for hypotese 4 i distriktsmodellen. Resultatet er derfor i overensstemmelse med den siste maktutredningen og utredningen til Helland (2000), men er ikke i overensstemmelse med empiriske undersøkelser av komiteer fra blant annet USA (Rundquist et al. 1996; Carsey & Rundquist 1999).

²⁶ Etter budsjettreformen i Stortinget i 1997.

Komiteene på Stortinget oppfyller ikke alle forutsetningene for modellen til Weingast og Marshall (1988). På Stortinget har ikke komiteene mulighet til å ta opp saker på eget initiativ. I tillegg har man det som omtales som en åpen regel, som innebærer at Stortinget ikke er begrenset av innspillene som kommer fra komiteene. Dette er forhold som kan påvirke resultatet, og kan være årsak til avvik i forhold til undersøkelser i andre land.

Et annet forhold er at partiene i Norge anses som et viktigere representasjonsobjekt enn distriktene og komiteene. Det er derfor mindre sannsynlig at det inngås koalisjoner mellom stortingsrepresentanter i komiteene på Stortinget enn i andre land, som for eksempel USA, hvor eget valgdistrikt er det viktigste for representantene. Analysen med minste vinnende koalisjon viste heller ingen sammenheng.

En videre drøfting av representasjon i forsvarskomiteen følger under partimodellen.

6.1.2 Partimodell

I partimodellene forsøker de politiske partiene på nasjonalt nivå å maksimere støtten til eget parti ved å bruke forskjellig nivå på utgiftene i valgdistriktene, for å kjøpe stemmer billigst mulig. I de to partimodellene har følgende blitt analysert i forhold til forsvarsutgifter: sosioøkonomiske forhold, utdanningsnivå, representasjon i Forsvarskomiteen, valgordning, svingvelgere og kjernevelgere

6.1.2.1 Hypotese 1 – Sosioøkonomiske forhold

Hypotese 1 var: *Forsvarsutgifter per innbygger øker ved lav score på sosioøkonomiske indikatorer, men ikke i like stor grad som for sivilt offentlig konsum.* Resultatet fra analysene viste små endringer i de sosioøkonomiske faktorene i forhold til distriktsmodellen. Også her var bare sosialhjelp signifikant, og da kun i RE. Det var imidlertid en forskjell for arbeidsledighet og inntekt, hvor det var negativ sammenheng både i RE og FE i både partimodell 1 og 2. I distriktsmodellen hadde koeffisienten for disse motsatt fortegn.

Arbeidsledighet var negativt forbundet med forsvarsutgifter, men ikke signifikant. Det var også negativ sammenheng for sivilt konsum. Årsakene antas å være de samme som drøftet under distriktsmodellen. Negativ sammenheng fant også Helland og Sørensen (2009) i undersøkelsen for veiutbygging.

Et annet spørsmål er om påvirkningen kan gå motsatt vei, ved at Forsvarets lokalisering i fylket kan innebærer at det er lav arbeidsledighet, siden Forsvaret regnes som en hjørnesteinsbedrift i enkelte områder (Strøm 1996:11). Tap av forsvarsvirksomhet kan innebære stor økning i arbeidsløshet i slike områder. Selv om Forsvaret er en hjørnesteinsbedrift i enkelte distrikt, vil

dette være på kommunenivå. For fylket som helhet vil neppe Forsvaret kunne påvirke andelen arbeidsledige i særlig grad.

Inntekt var negativ som antatt, men ikke signifikant. Negativ sammenheng fant også Helland og Sørensen (2009) i sin undersøkelse. Inntekt ble antatt å gi et uttrykk for levekår i fylket, men inntekt og levekostnader varierer i Norge, hvor man finner de høyeste lønningene og kostnadene i de store byene. Det er derfor mulig at inntekt ikke er et godt mål på velferdsnivået for innbyggerne, hvis man ikke tar hensyn til levekostnadene.

For sivil konsum avviker ikke resultatene fra partimodell 1 og 2 vesentlig fra distriktsmodellen, og kommenteres derfor ikke ytterligere her.

6.1.2.2 Hypotese 2 – Utdanningsnivå

For utdanningsnivå i fylket er det tilsvarende resultat i partimodell 1 og 2 som i distriktsmodellen. Resultatet fra analysen drøftes derfor ikke her.

6.1.2.3 Hypotese 4 – Fylkenes representasjon i Forsvarskomiteen

Teorien viste at bruk av faste komiteer benyttes for å få ekspertise og informasjon til plenum, men at komitémedlemmene må få fordeler, som for eksempel dagsordensmakt, for at de skal ha incentiv til dette (McCarty & Meirowitz 20007; Helland & Sørensen 2008). Hypotese 4 var at *forsvarsutgifter per innbygger i fylket øker ved representasjon i Forsvarskomiteen*. Resultatet fra regresjonsanalysene viste positiv sammenheng i både RE og FE, men var kun signifikant i FE. Dette indikerer at komitémedlemmene er i stand til å påvirke lokaliseringen til fordel for eget fylke.

Koeffisienten i FE var 0,117 som betyr at en ekstra representant i Forsvarskomiteen medfører i gjennomsnitt en økning på ca 12 prosent, som utgjør 557²⁷ kroner per innbygger. For Troms indikerer dette en økning på 1936 kroner per innbygger i forsvarsutgifter, og 289 millioner kroner totalt²⁸. I gjennomsnitt hadde Troms 1 representant i Forsvarskomiteen, som indikerer at effekten av komitémedlemskapet i gjennomsnitt per år var 289 millioner kroner. For Oslo betyr dette 567 kroner per innbygger, og 275 millioner kroner totalt. I Oslo hadde man i gjennomsnitt 0,4 representant i Forsvarskomiteen, som innebærer 110 millioner kroner i effekt av komitémedlemskapet. Finnmark er ikke representert i Forsvarskomiteen i undersøkelsesperioden. Én representant her ville bety 1084 kroner per innbygger, og ca 81 millioner kroner totalt per år. Hordaland er det fylket som i gjennomsnitt har hatt størst representasjon i komiteen med 1,65 representant, som innebærer 428 millioner kroner i effekt av

²⁷ $(\exp(0,117)-1) * 4490$ (Gjennomsnittlige forsvarsutgifter per innbygger i undersøkelsesperioden) = 557.

komitémedlemskapet. Eksemplene her viser noen av fylkene med relativt høye forsvarsutgifter. For mange fylker er imidlertid forsvarsutgiftene lave, som vist i den deskriptive analysen, hvor representasjon i Forsvarskomiteen vil ha mindre betydning. Dette indikerer at viktigheten av representasjon i Forsvarskomiteen kan være forskjellig for fylkene. Beløpene er imidlertid så store for enkelte fylker, at det antas å ha betydning for disse.

En positiv sammenheng mellom komitémedlemskap og offentlige utgifter innenfor komiteens ansvarsområde, er i tråd med empiriske undersøkelser for komiteer fra blant annet USA (Rundquist et al. 1996; Carsey & Rundquist 1999), og i samsvar med tidligere maktutredninger. I den siste maktutredningen og i følge Helland (2000) er imidlertid ikke dette tilfelle i Norge, da Stortinget ikke vil tillate dette. Selv om resultatet kun er signifikant i FE, må det stilles spørsmål om hva som kan være årsak til mine funn avviker fra siste maktutredningen. Er det forhold ved min undersøkelse som medfører resultatene, eller avviker Forsvarskomiteen fra de andre komiteene på Stortinget?

Når det gjelder metoden og modellen som er benyttet i min undersøkelse, er denne basert på teori og tidligere empiriske undersøkelser, hvor validitet og reliabilitet ble drøftet i metodekapittelet. Som tidligere nevnt kan en innvendig mot modellen være at Forsvaret var lokalisert av strategiske grunner, som sammenfaller med distriktspolitiske hensyn, og derfor er årsak til resultatene. Det ble imidlertid foretatt analyser hvor de nordligste fylkene ble utelatt, som antas å være fylker som i størst grad hadde forsvarsavdelinger lokalisert av strategiske hensyn. Disse analysene medførte imidlertid ikke annet resultatet, det var kun små endringer i koeffisientene.

Det kan hevdes at påvirkningen går motsatt vei, det vil si at lokaliseringen av Forsvaret påvirker representasjonen i Forsvarskomiteen. Hvis det er en fordel å være med i en komité, er det i henhold til teorien sannsynlig at medlemmene vil fortsette å være medlem, for å fremme eller beskytte sine interesser (Carsey & Rundquist 1999). Analysen med representasjon i Forsvarskomiteen som avhengig variabel, viste imidlertid en negativ sammenheng mellom representasjon i Forsvarskomiteen og forsvarsutgifter i foregående periode. Det er derfor lite sannsynlig at representasjonen i Forsvarskomiteen er påvirket av lokaliseringen av Forsvaret.

For å teste modellen ytterligere, ble det foretatt tilsvarende analyser hvor forsvarsutgifter ble byttet ut med sivilt offentlig konsum som avhengig variabel. Hvis sammenhengen mellom forsvarskomiteens medlemmer og Forsvarets lokalisering skyldes modellen, burde man finne tilsvarende sammenheng med sivilt offentlig konsum. En slik sammenheng er imidlertid ikke

²⁸ $(\exp(0,117)-1) * 15599$ (Gjennomsnittlige forsvarsutgifter per innbygger i Troms i perioden) = $1936 * 149400$ (innbyggere) = 289 259 164.

tilstede. Analysene viste meget svak sammenheng, som både var negativ og positiv i de ulike regresjonene, og ingen av disse var signifikante.

Maktutredningen og Helland (2000) baseres ikke sine konklusjoner på tilsvarende empiriske analyser som min undersøkelse, noe som kan være årsak til forskjellene. Grunnlaget for Hellands konklusjoner er mer omfattende, hvor flere forskjellige undersøkelser og analyser blir foretatt. En innvendig kan imidlertid være om undersøkelsene som benyttes som grunnlag for konklusjonene fremdeles er gyldige, siden disse er foretatt relativt langt tilbake i tid. Jeg har imidlertid ingen undersøkelser som viser at resultatene ikke også er gyldige nå, og tilsvarende analyser er ikke inkludert i min undersøkelse.

Når det gjelder seleksjon til komiteene hevder Helland at ”Et rasjonelt plenum ikke vil tillate en selvseleksjon til komiteene basert på sektorpreferanser.” ”Dette rasjonalet gjelder *uavhengig* av tidsperioder og sektorer.” (Helland 2000:39). Jeg antar derfor at partienes fordeling av representantene vil være lik for alle komiteene, og at Forsvarskomiteen følgelig ikke avviker fra dette. Representantene er derfor plassert i komiteen etter ønske fra Stortinget, for å få en politikk og fordeling til fylkene som Stortinget ønsker. Hvis komiteene representerer Stortinget perfekt, vil man få den politikken som Stortinget faktisk ønsker (Helland & Sørensen 2008:111). Resultatet vil i så fall ikke skyldes komitémedlemmenes interesser, men en følge av stortingsflertallets vilje.

Selv om representantene kan påvirke Forsvarets lokalisering til beste for eget fylke, er det ikke nødvendigvis en motsetning i forhold til å ivareta Forsvarets oppgaver på en best mulig måte. På den annen side er det flere tilfeller hvor Forsvaret har ønsket å legge ned avdelinger for en mer effektiv drift, hvor dette har blitt stoppet av Stortinget. Dette kan indikere at best mulig ivaretagelse av Forsvarets oppgaver ikke alltid er det viktigste, men at andre distriktspolitiske hensyn er viktigere.

Resultatene var bare signifikant i FE, og da på 10 prosent signifikansnivå. En årsak til at resultatene ikke er sterkere, kan være at medlemmene må være en del av flertallet på Stortinget for å få gjennomslag. Dette fant Carsey & Rundquist (1999) i sin undersøkelse, hvor bare majoritetspartiets medlemmer som var representert i forsvarskomiteene fikk økning i tildelte militære kontrakter, og som derfor antyder at fordeler for partimedlemmene er avhengig av komitérepresentasjon. Dette drøftes videre nedenfor, hvor hypotese 5 forutsetter stortingsflertall.

6.1.2.4 Hypotese 5 – Fylkenes representasjon i Forsvarskomiteen forutsatt stortingsflertall

Partisentrert fordelingspolitikk innebærer at økonomiske midler blir styrt mot områder representert av majoritetspartimedlemmene i komiteene (Carsey & Rundquist 1999). I Norge blir

partiene ansett som det viktigste representasjonsobjektet (Helland 2000) og personfordelingen til komiteene ansett som et partianliggende (Rasch 1998). Som følge av dette var hypotese 5 at *forsvarsutgifter per innbygger i fylket øker ved representasjon i Forsvarskomiteen, forutsatt at komitémedlemmene tilhører partier med stortingsflertall.*

Regresjonsanalysen viste positiv sammenheng mellom ikke-sosialistiske representanter i Forsvarskomiteen og forsvarsutgifter. Dette indikerer en støtte til hypotese 5, siden det var ikke-sosialistisk stortingsflertall i hele perioden som undersøkes²⁹. Koeffisienten i analysene var på ca 0,3³⁰ som innebærer at en økning i andelen ikke-sosialistiske representanter i Forsvarskomiteen på ett prosentpoeng medfører en økning i forsvarsutgifter på ca 0,3 prosent. Økningen utgjør i gjennomsnitt ca 13³¹ kroner i forsvarsutgifter per innbygger i fylket. I fylkene vil imidlertid ofte representasjonen fra sosialistisk og ikke-sosialistiske partier variere med 100 prosentpoeng. Derfor vil det likevel kunne utgjøre store beløp. I tillegg vil økningen i kroner være mye større i fylker med høye forsvarsutgifter per innbyggere, som vist tidligere.

Tilsvarende funn har man i en undersøkelse fra USA, hvor man fant at stater som ble representert av majoritetspartiet i militærkomiteen, fikk en signifikant økning i militære kjøp per innbygger (Carsey & Rundquist 1999). Resultatet er også i tråd med hva Helland (2000:28) fant i sin undersøkelse, hvor sannsynligheten for overprøving av et forslag fra et komitéflertall, var signifikant lavere hvis de hadde flertall i plenum.

Det er mulig resultatet ikke skyldes at komitémedlemmene er en del av stortingsflertallet, men at det er borgerlige partier. Dette som følge av at de ikke-sosialistiske partiene i Norge har vært de partiene som har blitt ansett som de mest forsvarsvennlige. Jeg vil likevel anse det som mer trolig, at den positive sammenhengen skyldes stortingsflertallet.

6.1.2.5 Hypotese 6 – Representanter i Forsvarskomiteen fortsetter å være representert

Hvis det er en fordel å være med i en komité, er det i henhold til teorien sannsynlig at medlemmene vil fortsette å være medlem for å fremme eller beskytte sine interesser (Carsey & Rundquist 1999). Hypotese 6 var derfor at *fylker som er representert i Forsvarskomiteen, fortsetter å være representert.* Den deskriptive analysen viste at det var fire fylker som i gjennomsnitt var representert med én eller flere representanter i Forsvarskomiteen i undersøkelsesperioden. Regresjonsanalysen viste imidlertid en negativ sammenheng mellom representasjon i forsvarskomiteen og representasjon foregående stortingsperiode, men sammenhengen var ikke signifikant. Det er derfor ikke støtte for hypotesen om at et fylke som er

²⁹ Det ble i tillegg foretatt en analyse med en interaksjonsvariabel for representanter i forsvarskomiteen som er en del av stortingsflertallet, hvor det samme resultatet fremkom.

³⁰ 0,296 i RE og 0,326 i FE

representert, også vil fortsette å være representert i Forsvarskomiteen. Resultatet samsvarer derfor ikke med det Carsey og Rundquist (1999) fant i sin undersøkelse av representantenes hus i USA. Det anses imidlertid å kunne være i samsvar med det Helland hevder (2000), at det ikke er en selvseleksjon til komiteene på Stortinget.

I Norge er Forsvarskomiteen én av de minst populære fagkomiteene på Stortinget, bare kontroll- og konstitusjonskomiteen er mindre populær blant politikerne (Rasch 1998:149). Dette kan ha innvirkning på den enkelte representants ønske, og dermed fylkets representasjon i Forsvarskomiteen.

6.1.2.6 Hypotese 7 – Antall velgere per mandat

Når det gjelder valgordningen, var hypotese 7 at *forsvarsutgifter per innbygger reduseres ved økning i antall velgere per mandat*. Dette med bakgrunn i teoretisk modell (Helland & Sørensen 2008) og empiriske undersøkelser (Helland & Sørensen 2009; Ansolabehere et al. 2002), hvor det antas at politikerne ønsker å vinne velgere billigst mulig. Resultatet fra regresjonsanalysene viste en negativ sammenheng mellom forsvarsutgifter og velgere per mandat som antatt. Variabelen var signifikant i både partimodell 1 og 2. Dette støtter antakelsen i hypotese 7 at Forsvaret brukes for å vinne velgere, ved at fylker med få velgere per mandat får en større andel av forsvarsbudsjettet, og dermed påvirker lokaliseringen av Forsvaret.

Koeffisientens størrelse var litt forskjellig i partimodell 1 og 2, men var på ca -2^{32} . Det vil si at en økning på én prosent i velgere per mandat (195 velgere), medfører en reduksjon i forsvarsutgifter på to prosent, som i gjennomsnitt utgjør 90 kroner per innbygger³¹. En sammenligning av Finnmark som har færrest velgere per mandat og Oslo, som er blant fylkene med flest velgere per mandat, viser relativt store forskjeller. I Finnmark innebærer en økning på én prosent i velgere per mandat, 139 velgere, som medfører en nedgang på 175 kroner per innbygger og 13 millioner kroner totalt³⁴. I Oslo innebærer én prosent økning 226 velgere, som medfører en nedgang på 91 kroner per innbygger og 44 millioner totalt. Hvis alle fylker hadde samme antall velger per mandat³⁵, og forutsatt alle andre faktorer holdes konstant, ville det medført en økning på ca 40 prosent i velgere per mandat i Finnmark. Dette innebærer en reduksjon i Forsvarsutgifter på 6987 kroner per innbygger og 522 millioner kroner totalt³⁶. For Oslo ville det medført en nedgang på ca 14 prosent i velgere per mandat, som innebærer en økning i forsvarsutgiftene på 1265 kroner per innbygger og 615 millioner kroner totalt. Hvis

³¹ $(\exp(0,3/100)-1)*4490=13,49$

³² Partimodell 1: -2,106 i RE og -2,228 i FE. Partimodell 2: -1,878 i RE og -1,953 i FE

³³ $2\% * 4990$ (gj.snitt forsvarsutgifter per innb) = 89,80

³⁴ $2\% * 8734$ (gj.snitt forsvarsutgifter i Troms per innb) = 174,68 * 74404 (ant. Innbyggere) = 13 049 295.

³⁵ 19463 i gjennomsnitt for landet i undersøkelsesperioden.

³⁶ $2\% * 40 * 8734 = 6987,20 * 74704 = 521 971 788$.

Oslo hadde hatt like mange velgere per mandat som Finnmark, ville det innebære en nedgang på ca 39 prosent, som betyr en økning i forsvarsutgifter på 3526 kroner per innbygger og 1713 millioner kroner totalt per år³⁷.

Negativ sammenheng, mellom velgere per mandat og forsvarsutgifter, er i samsvar med resultatene fra andre undersøkelser for offentlige utgifter, blant annet det Helland og Sørensen (2009) fant for veiutbygging i Norge, og som Ansolabehere et al. (2002) fant for offentlige utgifter i USA. I analysene som jeg gjennomførte ved å bytte ut forsvarsutgifter med sivil offentlig konsum som avhengig variabel, viste imidlertid velgere per mandat både positiv og negativ sammenheng, men var ikke signifikant i noen av analysene.

Et forhold som kan innvirke på resultatet, er at fylkene med få velgere per mandat er de samme fylkene hvor Forsvaret er lokalisert av strategiske grunner. Analysene hvor de tre nordligste fylkene ble utelatt, som antas å være militærstrategisk viktige, viste imidlertid ingen vesentlige forskjeller. Disse fylkene, bortsett fra Troms, har færrest velgere per mandat. Troms er imidlertid blant de åtte fylkene med færrest velger.

Et spørsmål er om velgere per mandat er godt egnet for å undersøke valgordningen og politikernes ønske om å vinne velgere billigst mulig, eller om det kanskje burde vært tatt hensyn til faktiske stemmer ved valgene per mandat. Dette forutsetter i så fall at det er en systematisk forskjell mellom fylkene i andelen som faktisk stemmer. For å undersøke dette nærmere ble analysene også gjennomført med faktiske stemmer per mandat, uten at dette endret resultatene i vesentlig grad, jfr. utskrift av analysene i vedlegg 7.

Et annet forhold er om Stortinget ønsker overføringer til disse områdene for å få en mer rettferdig fordeling, og ikke for å vinne velgere. Det må imidlertid ikke være en motsetning mellom disse motivene. Det kan ofte være uklart om det er en god politikk eller gjenvalg som er det egentlige motivet, og noen ganger vil begge forhold være tilstede (Savage 1999:122–123).

6.1.2.7 Hypotese 8 og 9 – Svingvelgere

Svingvelgere antas å være lettere å påvirke for å bytte side, og dermed billigere å kjøpe enn andre velgere (Dixit & Londregan 1996; Lindbeck & Weibull 1987; Helland & Sørensen 2009). Hypotese 8 var derfor at *forsvarsutgifter per innbygger i fylket øker ved økt volatilitet blant velgerne*, og hypotese 9 at *forsvarsutgifter per innbygger i fylket øker ved økt kuttpunkttetthet for velgerne*. Analysen viste for velgernes volatilitet, det vil si andelen som bytter parti fra én valgperiode til den neste, en positiv sammenheng som antatt, bortsett fra i FE i partimodell 2. Sammenhengen var imidlertid svak og ikke signifikant. For kuttpunkttetthet var det negativ

³⁷ $(22590-13874)*100 = 38,58 * 2 \% * 4570 = 3526 * 485830 = 1\ 713\ 139\ 576.$

sammenheng, og er derfor motsatt av antakelsen. Sammenhengen var heller ikke her signifikant. Det er derfor ikke støtte til hypotese 8 og 9, som innebærer at fylker med stor andel svingvelgere får en relativt større andel av forsvarsbudsjettet per innbygger.

Resultatet er dermed ikke i samsvar med det som er funnet i flere andre undersøkelser. Dahlberg og Johansson (2002) finner støtte for svingvelgerteorien i sin undersøkelse, det samme gjør Johansson (2003). I Norge finner Helland & Sørensen (2009) en slik sammenheng for statlig finansiert veiutbygging.

Ideologikomponenten i variabelen for kuttpunktthet er den samme over tidsrommet som undersøkes, på grunn av manglende informasjon for denne type data. Det er derfor mulig at velgernes ideologiske ståsted har forandret seg i løpet av perioden, noe som politikerne har tatt følge av, men som ikke fremkommer av min analyse som følge av manglende data. I analysen hvor forsvarsutgifter ble byttet ut med sivilt offentlig konsum som avhengig variabel er heller ikke variablene signifikante, bortsett fra volatilitet i RE.

Manglende sammenheng mellom forsvarsutgifter og svingvelgere, kan skyldes at de politiske partiene satser på egne kjernevelgere i stedet. Dette drøftes videre nedenfor for hypotese 10.

6.1.2.8 Hypotese 10 – Kjernevelgere

Cox og McCubbins (1986) hevder det er risikofylt å satse på svingvelgere. En risikoavers politiker derfor vil satse på de sterkeste tilhengerne for å beholde disse. Cox (2007) mener man må tilgodese egne velgere, fordi hvis man ignorerer egne velgere i én periode, kan disse bli svingvelgere ved neste valg. I hele undersøkelsesperioden hadde de ikke-sosialistiske partiene flertall. Ikke-sosialistiske velgere i fylkene anses derfor for kjernevelgere, og hypotese 10 var derfor: *Forsvarsutgifter per innbygger i fylket øker med økt andel kjernevelgere.*

Resultatet fra analysen viste positiv sammenheng som antatt, men denne var ikke signifikant. Det er derfor ikke støtte for hypotesen. Dette er det samme resultatet som Dahlberg og Johansson (2002) fant i sin undersøkelse i Sverige. Carsey og Rundquist (1999) har en litt annen tilnærming, men heller ikke de fant støtte for en ren partibasert fordeling av goder.

I analysen for sivilt konsum var det imidlertid en positiv sammenheng, og sammenhengen var signifikant i RE. Dette tyder på at det er en sammenheng mellom kjernevelgere og sivilt konsum i Norge, og er i samsvar med andre undersøkelser. Cox (2007) viser til en rekke empiriske undersøkelser som støtter kjernevelgerteorien, blant annet undersøkelsen til Levitt og Snyder (1995) som fant sammenheng mellom partiene og offentlige utgifter.

Det er mulig den valgte variabelen for kjernevelgere, har innvirkning på resultatet fra analysen. Jeg benyttet faktiske velgere i fylket, med en todeling av partiene, hvor jeg benyttet den ikke-

sosialistiske andelen som variabel. Analysen inkluderte derfor ikke alle velgere som har sympati med ikke-sosialistiske partier. Dette ble imidlertid inkludert i den alternative variabelen, hvor potensialet ble benyttet, det vil si forskjellen mellom antall stemmeberettigede og faktiske stemmer for de ikke-sosialistiske partiene. Resultatet fra analysen viste forskjellig fortegn på koeffisienten i RE og FE, men sammenhengen var heller ikke her signifikant.

Dahlberg og Johansson (2002) definerer variabelen på tilsvarende måte som i min analyse, hvor andelen som stemmer på sosialdemokrater benyttes som variabel. De ser på regjeringen, og ikke flertallet, men de undersøker et program hvor regjeringen har full kontroll med fordelingen av midlene, hvor regjeringen ikke er avhengig av flertallet. Variabelen anser jeg derfor for å være en god operasjonalisering av kjernevelgere i analysen.

6.2 Eventuelle konsekvenser av fordelingspolitikk i Forsvaret

Det blir hevdet at fordelingspolitikk i et nasjonalt perspektiv er ineffektivt når det gjelder å adressere samfunnsmessige problemer, og innebærer en ineffektiv måte å allokere ressurser på (Carsey & Rundquist 2002:3). Analysene tyder på at Forsvarets lokalisering blir påvirket av fylkenes representasjon i forsvarskomiteen, og politikernes ønske om å kjøpe stemmer billigst mulig. Hvis dette innebærer at Forsvaret ikke lokaliseres der det er optimalt for å løse oppgavene, vil det kunne bety en ineffektiv ressursbruk. Det antas at det er andre måter å drive distriktspolitik, som er mer effektiv enn lokalisering av Forsvaret som for eksempel ulike typer næringspolitikk, for å oppnå ønsket fordeling.

Det er på den annen side ikke nødvendigvis en motsetning mellom distriktenes behov, eller politikernes ønsker om å kjøpe stemmer billigst mulig, og en effektiv lokalisering av Forsvaret. Når man ser på de fagmilitære innspillene, spesielt i forbindelse med forsvarsstudiene som gjennomføres, er det imidlertid flere eksempler på forskjeller i hva Forsvaret mener er den mest effektive lokaliseringen for å løse oppgavene, og det som Stortinget bestemmer. I Forsvarssjefens forsvarsstudie 2000 (FS2000) ble Kystvaktstasjon Sortland, Andøya flystasjon og Gardermoen flystasjon foreslått nedlagt, men ble likevel opprettholdt av Stortinget (Forsvaret 2000). I Forsvarssjefens Forsvarsstudie 2007 (FS2007) ble det foreslått å nedlegge MTB-våpenet, flytte CRC Sørreisa og Mågerø til Bodø og nedlegge Ørland hovedflystasjon. Merkostnader ved for eksempel å opprettholde Ørland og permanent detasjement i Bodø ble beregnet til ca 125 mill kroner årlig (Forsvaret 2007). Dette er bare noen eksempler, men indikerer at det kunne vært mulig å redusere antall steder Forsvaret er lokalisert, og på den måten operert mer effektivt.

Analysen viste at det ikke var sammenheng mellom lokalisering av Forsvaret, og fylker med høy andel med høyskoleutdanning. Selv om dette kanskje ikke har vært et stort problem frem til nå,

er det mulig at dette kan påvirke rekruttering og muligheten for å beholde kompetanse i fremtiden.

Selv om Forsvaret er lokalisert på flere steder og andre steder enn det Forsvaret selv ønsker, er det ikke sikkert at det er en ulempe for Forsvaret. Det er mulig at bevilgningene til Forsvaret har blitt opprettholdt ved hjelp av stemmer fra distriktene, og at rammene derfor er høyere enn de ellers ville ha vært. Hvis omorganiseringer og omlegginger, som ble foreslått gjennomført, med innsparingspotensial hadde blitt realisert, er det godt mulig at disse innsparingene hadde medført tilsvarende kutt i forsvarsbevilgningene. På den annen side kan det være ineffektivt for landet totalt sett, selv om det ikke nødvendigvis er negativt for Forsvaret, da det alltid er områder med behov for offentlige midler.

6.3 Oppsummering

Resultatet fra analysene i distrikts- og partimodellen ble drøftet mot hypotesene og problemstillingen, samt knyttet til teori og empiriske undersøkelser. For de sosioøkonomiske forholdenes påvirkning på Forsvarets lokalisering er det blandede resultater, men ikke signifikante, og derfor ingen støtte for hypotese 1. Hva som er årsaken til dette er uklart, men for arbeidsledighet og inntekt som har lik sammenheng i RE og FE, er det tilsvarende sammenheng som Helland og Sørensen (2009) fant i sin undersøkelse for veiutbygging i Norge. For de sosioøkonomiske variablene kan det også tenkes at årsak virkning går motsatt vei, ved at Forsvarets lokalisering påvirker disse. Sannsynligheten for dette antas imidlertid for å være lav. Totalt sett virker det ikke som de sosioøkonomiske forholdene påvirker lokaliseringen av Forsvaret.

Utdanning ser heller ikke ut til å påvirke lokaliseringen. Dette kan skyldes at Forsvarets personell i stor grad flytter eller pendler, og at utdanningsnivået i fylket derfor har liten betydning.

Skattepris har negativ sammenheng som antatt, men er ikke signifikant. En årsak kan være at partiet er det viktigste representasjonsobjektet i Norge. Et annet forhold er begrensninger på universalismemodellen som følge av totalrammer for budsjettet.

I distriktsmodellen er det ikke støtte for at fylkenes representasjon i Forsvarskomiteen påvirker lokaliseringen av Forsvaret. I partimodellen er det imidlertid støtte til hypotese 4 i en av analysene. Drøftingen viser at resultatet er i tråd med empiriske undersøkelser i andre land og tidligere maktutredninger, men avviker fra siste maktutredning og undersøkelser i Norge. Avvikene kan skyldes bruk av andre data og metodisk tilnærming. Test av modellen viste at resultatet ikke skyldes lokalisering av strategiske grunner, eller modellen i seg selv, da

variablene for Forsvarskomiteen ikke påvirket sivilt konsum. Resultatet er imidlertid bare signifikant i FE i partimodellen.

Det er en positiv sammenheng mellom medlemmer i forsvarskomiteen som er representanter for partier med stortingsflertall og forsvarsutgifter. Dette støtter hypotese 5. Tilsvarende funn fremkommer i en undersøkelse fra USA, hvor det hevdes at fordeler for majoritetspartiets medlemmer er avhengig av komitérepresentasjon (Carsey & Rundquist 1999). Studien til Helland (2000) indikerer også dette, ved at komitéflertall med flertall i Stortinget har lavere sannsynlighet for å bli overprøvd i plenum.

Det er ikke støtte for at representanter i Forsvarskomiteen fortsetter å være representert i komiteen. Dette kan skyldes at det ikke er selvseleksjon til komiteene, samt at partiet er det viktigste representasjonsobjektet. Et annet forhold kan være at Forsvarskomiteen er en lite populær komité blant stortingsrepresentantene.

Når det gjelder politiske holdninger hos velgerne i Norge, er det en positiv sammenheng som antatt for volatilitet, men er ikke signifikant. For kuttpunkttetthet er sammenhengen motsatt av antakelsen, men heller ikke denne er signifikant. En årsak til resultatet kan være at de politiske partiene satser på egne velgere, da man anser at det er større risiko å satse på svingvelgere. For kjernevelgere er det en positiv sammenheng som antatt, men er ikke signifikant.

Når det gjelder valgordningen i Norge, viser analysene negativ sammenheng mellom antall velgere per mandat og forsvarsutgifter, som er signifikant i samtlige analyser. Dette indikerer at Forsvaret benyttes for å kjøpe stemmer billigst mulig. Dette er i tråd med teorien og empiriske undersøkelser i Norge og andre land.

Konsekvenser av fordelingspolitikk for Forsvaret kan være ineffektiv bruk av statlige midler. Selv om det ikke nødvendigvis er motsetninger mellom bruk av Forsvaret i distriktspolitikken og best mulig lokalisering for å ivareta oppgavene, viser forsvarsstudiene at det er forskjell på de fagmilitære anbefalingene for lokalisering og Stortingets beslutninger. Det kan på den annen side være slik at bevilgningene til Forsvaret er høyere enn de ellers ville vært, på grunn av at Forsvaret blir brukt for vinne velgere, eller på grunn av distriktenes representasjon i Forsvarskomiteen.

I neste kapittel vil de endelige konklusjonene trekkes på grunnlag av resultatet fra analysene og drøftingen som ble foretatt her.

7 Konklusjon

Resultatet fra analysene ble i forrige kapittel drøftet i forhold til problemstillingen: *Lokaliseres Forsvaret i politisk attraktive valgdistrikt som følge av fordelingspolitikk?* Dette ble gjort gjennom drøfting av hypotesene, som er en operasjonalisering av problemstillingen, hvor ulike faktorer som antas å påvirke lokaliseringen ble testet. Forsvarsutgifter per innbygger ble benyttet som mål på Forsvarets lokalisering, hvor distrikts- og partimodellen ble benyttet for å analysere sammenhengene for forsvarsutgifter.

Resultatet fra analysene i distriktsmodellen viste at de sosioøkonomiske variablene, utdanningsnivå og skattepris ikke indikerer noen påvirkning på Forsvarets utgifter. Det samme gjelder for fylkenes representasjon i Forsvarskomiteen i denne modellen. Alle hypotesene i distriktsmodellen må dermed forkastes. Det konkluderes derfor med at det ikke er støtte for distriktsmodellen.

Tilsvarende som for distriktsmodellen, er det ikke støtte for at sosioøkonomiske forhold eller utdanningsnivået påvirker lokaliseringen av Forsvaret. For svingvelgervariablene, volatilitet og kuttpunkttetthet, er det heller ikke signifikante sammenhenger med forsvarsutgifter. Det samme gjelder for kjernevelgere. Hypotesene³⁸ for disse sammenhengene må derfor forkastes.

Representasjon i Forsvarskomiteen påvirker imidlertid lokaliseringen, spesielt for komitémedlemmer som er representanter for partier med stortingsflertall. En økning på én representant i Forsvarskomiteen, innebærer i gjennomsnitt en økning på 557 kroner per innbygger. En økning i komitémedlemmer med stortingsflertall i Forsvarskomiteen på ett prosentpoeng, innebærer en økning på i gjennomsnitt 13 kroner per innbygger i fylket.

I tillegg har valgordningen betydning, hvor stemmer kjøpes billigst mulig ved å fordele forsvarsutgifter til fylker med få velgere per mandat. En økning på én prosent i velgere per mandat, medfører i gjennomsnitt en nedgang på 90 kroner i forsvarsutgifter per innbygger. Relativt store forskjeller i antall velgere per mandat mellom fylkene, innebærer at dette kan utgjøre store beløp. Hvis for eksempel Oslo hadde fått samme representasjon som Finnmark i Stortinget, ville Oslo fått en økning på 3526 kroner per innbygger, og 1713 millioner kroner totalt per år.

Bruk av forsvarsbudsjettet for å vinne velger og oppnå distriktspolitiske fordeler er ikke nødvendigvis negativt samfunnsøkonomisk. Det kan imidlertid innebære at Forsvaret ikke får organisert virksomheten på en god måte for å løse sine oppgaver, fordi Forsvaret blir lokalisert på for mange steder. Selv om de distriktspolitiske fordelene som oppnås er ønskelige, er det

likevel sannsynlig at disse kan oppnås på en bedre og mer effektiv måte med andre virkemidler enn lokalisering av Forsvarets virksomhet.

Totalt sett konkluderes det med at Forsvaret, til en viss grad, lokaliseres i politisk attraktive valgdistrikt. Dette som følge av fordelingspolitikk, hvor komitérepresentasjon og få velgere per mandat er faktorene som påvirker.

Er dermed Forsvaret en fortsettelse av distriktspolitikken med andre midler? Svaret på dette er ja. Ikke fordi Forsvaret benyttes for å overføre penger til fylker med dårlige levekår i form av høy arbeidsledighet, lav inntekt, stor andel med sosialhjelp etc., men fordi distriktene er overrepresentert i Stortinget og i komiteene som følge av valgordningen.

³⁸ Hypotese 1, 2, 8, 9 og 10.

Kildeliste

- Ansolaheber, S., Gerber, A & Snyder, J. (2002). Equal votes, equal money: Court-ordered redistricting and public expenditures in the American States. *American Political Science Review*, 96, 767-777.
- Baqir, R. (2002). Districting and government overspending. *Journal of Political Economy*, 110, 1318-1354.
- Borge, L.-E. & Rattsø, J. (1997). Local government grants and income tax revenue: Redistributive politics in Norway 1900-1990. *Public Choice*, 92(1-2), 181-197.
- Børresen, J., Gjeseth, G. & Tamnes, R. (2004). *Norsk forsvarshistorie: Allianseforsvar i endring*. Bergen: Eide forlag.
- Carsey, T. M. & Rundquist, B. (1999). Party and committee in distributive politics: Evidence from defense spending. *The Journal of Politics*, 61, 1156-1169.
- Carsey, T. M. & Rundquist, B. (2002). *Congress and defense spending: The distributive politics of military procurement*. Oklahoma: University of Oklahoma Press.
- Clausewitz, C. (1976). *On war*. New Jersey: Princeton University Press.
- Cox, G. & McCubbins, M. (1986). Electoral politics as a redistributive game. *The Journal of Politics*, 48, 370-389.
- Cox, G. W. (2007). *Swing voters, core voters and distributive politics*. Lokalisert 2. april 2009 på verdensveven:
http://yale.edu/polisci/info/conferences/Elections_and_Distributions/papers/cox.pdf.
- Dahlberg, M. & Johansson, E. (2002). On the vote-purchasing behavior of incumbent governments. *American Political Science Review*, 96(1), 27-40.
- Del Rossi, A. F. (1995). The Politics and economics of pork barrel spending: The case of federal financing of water resources development. *Public Choice*, 85, 285-305.
- Dixit, A. & Londregan, J. (1996). The determinants of success of special interests in redistributive politics. *The Journal of Politics*, 58, 1132-1155.
- Ferejohn, J. A. (1974). *Pork barrel politics: Rivers and harbors legislation, 1947-1968*. Stanford, California: Stanford University Press.
- Forsvaret. (2000). *Forsvarssjefens forsvarsstudie 2000: Sluttrapport*. Oslo: Forsvarets Overkommando.
- Forsvaret. (2007). *Forsvarssjefens forsvarsstudie 2007: Sluttrapport*. Oslo: Forsvaret.
- Griffiths, W. E., Hill, R. C. & Lim, G. C. (2008). *Using EViews for principles of econometrics* (3rd ed.). Holboken: John Wiley & Sons.
- Helland, L. & Sørensen, R. J. (2008). *Demokrati og effektivitet*. Oslo: Universitetsforlaget.
- Helland, L. & Sørensen, R. J. (2009). Geographical redistribution with disproportional representation: A politico-economic model of Norwegian road projects. *Public Choice*, 139(1-2), 5-19.
- Helland, L. (2000). *Grenser for segmentering? Modellresonnementer og empiri*. Oslo: Makt- og demokratiutredningen 1998-2003. Rapport 14. april 2000.
- Hill, R. C, Griffiths, W. E. & Lim, G. C. (2008). *Principles of econometrics* (3rd ed.). Holboken: John Wiley & Sons.

- Inman, R. P. & Fitts, M. A. (1990). Political institutions and fiscal policy: Evidence from the U.S. historical record. *Journal of Law, Economics, and Organization*, 6, 79-132.
- Jacobsen, D. I. (2005). *Hvordan gjennomføre undersøkelser?* (2. utg.). Kristiansand: Høgskoleforlaget AS – Norwegian Academic Press.
- Johansson, E. (2003). Intergovernmental grants as a tactical instrument: Empirical evidence from Swedish municipalities. *Journal of Public Economics*, 87, 883-915.
- Krehbiel, K. (2004). Legislative organization. *Journal of Economic Perspectives*, 18 (1), 113-128.
- Levitt, S. D. & Snyder, J. M. (1995). Political parties and the distribution of federal outlays. *American Journal of Political Science*, 39, 958-80.
- Lindbeck, A. & Weibull, J. W. (1987). Balanced-budget redistribution as the outcome of political competition. *Public Choice*, 52, 273-297.
- Lindbeck, A. & Weibull, J. W. (1993). A model of political equilibrium in a representative democracy. *Journal of Public Economics*, 51, 195-209.
- McCarty, N. & Meirowitz, A. (2007). *Political game theory: An introduction*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Norsk samfunnsvitenskapelig datatjeneste. (2009a). *Befolkning (1769–2008). Folkemengden etter alder, kjønn og ekteskapelig status*. (Variabel nummer: 59148-59167, 59215-59249, 59592-59611, 59659-59693). Lokalisert 23. januar 2009 i Kommunedatabasen på verdensveven: <https://trygg.nsd.uib.no/kdbbin/kategorier.exe>.
- Norsk samfunnsvitenskapelig datatjeneste. (2009b). *Valg og folkeavstemninger – stortingsvalg*. (Variabel nummer: 87906, 87907, 87908, 87910, 87911, 87912, 87913, 87941, 87942, 87943, 87945, 87946, 87947, 87948, 87974, 87975, 87976, 87978, 87979, 87980, 87981, 88006, 88007, 88008, 88009, 88010, 88011, 88012, 88041, 88042, 88043, 88044, 88045, 88046, 88047, 88098, 88099, 88100, 88101, 88102, 88103, 88104, 209883, 209884, 209885, 209886, 209887, 209888, 209889, 277333, 277334, 277335, 277336, 277337, 277338, 277339). Lokalisert 30. mars 2009 i Kommunedatabasen på verdensveven: <https://trygg.nsd.uib.no/kdbbin/varchk.exe>.
- Norsk samfunnsvitenskapelig datatjeneste. (2009c). *Helse og sosiale forhold. Økonomisk sosialhjelp* (Variabel nummer: 161383, 161452, 161520, 161573, 161626, 161679, 161733, 161787, 161841, 161895, 161949, 162007, 162063). Lokalisert 2. januar 2009 i Kommunedatabasen på verdensveven: <https://trygg.nsd.uib.no/kdbbin/kategorier.exe>.
- Rasch, B. E. (1998). Stortingsbeslutninger og demokrati I: Midgaard, K & Rasch, B E. (red.). *Demokrati – vilkår og virkninger* (s. 141-157). Oslo: Fagbokforlaget Vigmostad & Bjørke AS.
- Ringdal, K. (2007). *Enhet og mangfold* (2. utg.). Bergen: Fagbokforlaget Vigmostad & Bjørk AS.
- Rundquist, B., Lee, J. H. & Rhee, J. (1996). The distributive politics of cold war defense spending: Some state level evidence. *Legislative Studies Quarterly*, 21, 265-281.
- Savage, J. D. (1999). *Funding science in America: Congress, universities, and the politics of the academic pork barrel*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Sirevåg, T. (2009). *New deal*. Lokalisert 28. februar 2009 i Store norske leksikon på verdensveven: http://snl.no/New_Deal.
- Sørensen, R. J. (2009). *Data for swing-voting*. E-post fra Professor Rune J Sørensen 13. januar 2009.

- Statistisk sentralbyrå (2008g). *Begreper i nasjonalregnskapet*. Lokalisert 6. januar 2009 på verdensveven: <http://www.ssb.no/emner/09/01/begreper/begreper.html>.
- Statistisk sentralbyrå. (1987). *Statistisk årbok 1987*. 106 årgang. Tabell 462. Kommune- og fylkesskatteligningen. Fylke. Oslo-Kongsvinger: Statistisk sentralbyrå.
- Statistisk sentralbyrå. (1990a). *Fylkesfordelt nasjonalregnskapsstatistikk 1986*. Oslo-Kongsvinger: Statistisk sentralbyrå.
- Statistisk sentralbyrå. (1990b). *Statistisk årbok 1990*. Tabell 447, Kommune og fylkesskatteligningen. Fylke. Oslo-Kongsvinger: Statistisk sentralbyrå.
- Statistisk sentralbyrå. (1990c). *Fylkesfordelt nasjonalregnskap for Forsvaret*. Interne notater Statistisk sentralbyrå 90/28.
- Statistisk sentralbyrå. (1991). *Statistisk årbok 1991*. 110 årgang. Tabell 454. Kommune- og fylkesskatteligningen. Fylke. Oslo-Kongsvinger: Statistisk sentralbyrå.
- Statistisk sentralbyrå. (1992). *Statistisk årbok 1992*. 111 årgang. Tabell 440. Kommune- og fylkesskatteligningen. Fylke. Oslo-Kongsvinger: Statistisk sentralbyrå.
- Statistisk sentralbyrå. (1993). *Statistisk årbok 1993*. 112 årgang. Tabell 450. Kommune- og fylkesskatteligningen. Fylke. Oslo-Kongsvinger: Statistisk sentralbyrå.
- Statistisk sentralbyrå. (1994). *Statistisk årbok 1994*. 113 årgang. Tabell 450. Kommune- og fylkesskatteligningen. Fylke. Oslo-Kongsvinger: Statistisk sentralbyrå.
- Statistisk sentralbyrå. (1995). *Statistisk årbok 1995*. Tabell 484, Kommune- og fylkesskatteligningen. Fylke. Oslo-Kongsvinger: Statistisk sentralbyrå.
- Statistisk sentralbyrå. (1996a). *Fylkesfordelt nasjonalregnskapsstatistikk 1992*. Oslo-Kongsvinger: Statistisk sentralbyrå.
- Statistisk sentralbyrå. (1996b). *Statistisk årbok 1996*. Tabell 497, Kommune- og fylkesskatteligning. Fylke. Oslo-Kongsvinger: Statistisk sentralbyrå.
- Statistisk sentralbyrå. (1997). *Statistisk årbok 1997*. Tabell 510, Kommune- og fylkesskatteligning. Fylke. Oslo-Kongsvinger: Statistisk sentralbyrå.
- Statistisk sentralbyrå. (1998). *Statistisk årbok 1998*. Tabell 521, Kommune- og fylkesskatteligning. Fylke. Oslo-Kongsvinger: Statistisk sentralbyrå.
- Statistisk sentralbyrå. (1999). *Statistisk årbok 1999*. Tabell 515, Kommune- og fylkesskatteligning. Fylke. Oslo-Kongsvinger: Statistisk sentralbyrå.
- Statistisk sentralbyrå. (2000a). *Fylkesfordelt nasjonalregnskap 1995. Bruttoprodukt etter næring*. Lokalisert 7. januar 2009 på verdensveven: <http://www.ssb.no/emner/09/01/fnr/arkiv/tab-2000-06-28-01.html>.
- Statistisk sentralbyrå. (2000b). *Statistisk årbok 2000*. Tabell 663, Kommune- og fylkesskatteligning. Fylke. Oslo-Kongsvinger: Statistisk sentralbyrå.
- Statistisk sentralbyrå. (2001). *Statistisk årbok 2001*. Tabell 600, Kommune- og fylkesskatteligning. Fylke. Oslo-Kongsvinger: Statistisk sentralbyrå.
- Statistisk sentralbyrå. (2002). *Statistisk årbok 2002*. Tabell 598, Kommune- og fylkesskatteligning. Fylke. Oslo-Kongsvinger: Statistisk sentralbyrå.
- Statistisk sentralbyrå. (2003). *Statistisk årbok 2003*. Tabell 597, Kommune- og fylkesskatteligning. Fylke. Oslo-Kongsvinger: Statistisk sentralbyrå.
- Statistisk sentralbyrå. (2008a). *Befolkning. Folkemengde 1. januar og endringer i kalenderåret*. (Tabell 06913). Lokalisert 18. desember 2008 i Statistikkbanken på verdensveven:

- http://statbank.ssb.no/statistikkbanken/Default_FR.asp?PXSid=0&nvl=true&PLanguage=0&tilside=selectvarval/define.asp&Tabellid=06913.
- Statistisk sentralbyrå. (2008b). *Stortingsvalget. Valgte representanter*. (Tabell 01174). Lokalisert 18. desember 2008 i Statistikkbanken på verdensveven:
http://statbank.ssb.no/statistikkbanken/Default_FR.asp?PXSid=0&nvl=true&PLanguage=0&tilside=selectvarval/define.asp&Tabellid=01174.
- Statistisk sentralbyrå. (2008c). *Nasjonalregnskap og utenrikshandel. Bruttoprodukt etter næring*. (Tabell 05559). Lokalisert 1. desember 2008 i Statistikkbanken på verdensveven:
http://statbank.ssb.no/statistikkbanken/Default_FR.asp?PXSid=0&nvl=true&PLanguage=0&tilside=selectvarval/define.asp&Tabellid=05559.
- Sørensen, K. Ø. (2008d). *Statistikk for Forsvaret*. E-post fra Knut Ø Sørensen ved Statistisk sentralbyrå 12. desember 2008.
- Statistisk sentralbyrå. (2008e). *Nasjonalregnskap og utenrikshandel. Bruttoinvestering i fast realkapital*. (Tabell 06818). Lokalisert 1. desember 2008 i Statistikkbanken på verdensveven:
http://statbank.ssb.no/statistikkbanken/Default_FR.asp?PXSid=0&nvl=true&PLanguage=0&tilside=selectvarval/define.asp&Tabellid=06818.
- Statistisk sentralbyrå. (2008f). *Fylkesfordelt nasjonalregnskap 1993. Bruttoprodukt etter næring*. Lokalisert 7. januar 2009 på verdensveven: http://www.ssb.no/ukens_statistikk/utg/9822/11-3t.txt.
- Statistisk sentralbyrå. (2008h). *Registrerte arbeidsledige, årsgjennomsnitt*. (Tabell: 01601). Lokalisert 28. november 2008 i Statistikkbanken på verdensveven:
http://statbank.ssb.no/statistikkbanken/Default_FR.asp?PXSid=0&nvl=true&PLanguage=0&tilside=selectvarval/define.asp&Tabellid=01601.
- Statistisk sentralbyrå. (2008i). *Registrerte arbeidsledige, årsgjennomsnitt*. (Tabell: 01603). Lokalisert 28. november 2008 i Statistikkbanken på verdensveven:
http://statbank.ssb.no/statistikkbanken/Default_FR.asp?PXSid=0&nvl=true&PLanguage=0&tilside=selectvarval/define.asp&Tabellid=01603.
- Statistisk sentralbyrå. (2009a). *Befolkning. Folkemengde, etter kjønn og ettårig alder. 1. januar*. (Tabell 03026). Lokalisert 6. januar 2009 i Statistikkbanken på verdensveven:
http://statbank.ssb.no/statistikkbanken/Default_FR.asp?PXSid=0&nvl=true&PLanguage=0&tilside=selectvarval/define.asp&Tabellid=03026.
- Statistisk sentralbyrå. (2009b). *Bruttoinvestering i fast realkapital, etter næring*. (Tabell 06164). Lokalisert 16. januar 2009 i Statistikkbanken på verdensveven:
http://statbank.ssb.no/statistikkbanken/Default_FR.asp?PXSid=0&nvl=true&PLanguage=0&tilside=selectvarval/define.asp&Tabellid=06164.
- Statistisk sentralbyrå. (2009c). *Konsumprisindeks for varer og tjenester, etter leveringssektor (1998=100)*. (Tabell 03363). Lokalisert 16. januar 2009 i Statistikkbanken på verdensveven:
http://statbank.ssb.no/statistikkbanken/Default_FR.asp?PXSid=0&nvl=true&PLanguage=0&tilside=selectvarval/define.asp&Tabellid=03363.
- Statistisk sentralbyrå. (2009d). *Stortingsvalget. Stemmeberettigede*. (Tabell 01171). Lokalisert 6. januar 2009 i Statistikkbanken på verdensveven:
http://statbank.ssb.no/statistikkbanken/Default_FR.asp?PXSid=0&nvl=true&PLanguage=0&tilside=selectvarval/define.asp&Tabellid=01171.
- Statistisk sentralbyrå. (2009e). *Stortingsvalget. Stemmeberettigede*. (Tabell 03296). Lokalisert 6. januar 2009 i Statistikkbanken på verdensveven:
http://statbank.ssb.no/statistikkbanken/Default_FR.asp?PXSid=0&nvl=true&PLanguage=0&tilside=selectvarval/define.asp&Tabellid=03296.

- Statistisk sentralbyrå. (2009f). *Konsum i offentlig forvaltning, etter formål*. (Tabell 05334). Lokalisert 16. januar 2009 i Statistikkbanken på verdensveven:
http://statbank.ssb.no/statistikkbanken/Default_FR.asp?PXSid=0&nvl=true&PLanguage=0&tilside=selectvarval/define.asp&Tabellid=05334.
- Statistisk sentralbyrå. (2009g). *Sosialhjelpsmottakarar*. (Tabell 05083). Lokalisert 2. januar 2009 i Statistikkbanken på verdensveven:
http://statbank.ssb.no/statistikkbanken/Default_FR.asp?PXSid=0&nvl=true&PLanguage=0&tilside=selectvarval/define.asp&Tabellid=05083.
- Statistisk sentralbyrå. (2009h). *Oversyn over skattelikninga for personar*. (Tabell 06334). Lokalisert 2. januar 2009 i Statistikkbanken på verdensveven:
http://statbank.ssb.no/statistikkbanken/Default_FR.asp?PXSid=0&nvl=true&PLanguage=0&tilside=selectvarval/define.asp&Tabellid=06334.
- Statistisk sentralbyrå. (2009i). *Personer 16 år og over, etter kjønn, alder og befolkningens utdanningsnivå*. (Tabell 06334). Lokalisert 16. januar 2009 i Statistikkbanken på verdensveven:
http://statbank.ssb.no/statistikkbanken/Default_FR.asp?PXSid=0&nvl=true&PLanguage=0&tilside=selectvarval/define.asp&Tabellid=06217.
- Stortinget (2008c). *Komiteearbeidet*. Lokalisert 25. mars 2009 på verdensveven:
<http://www.stortinget.no/Stortinget-og-demokratiet/Arbeidet/Saksbehandlingen-i-komiteene/>.
- Stortinget (2008d). *Stortingets forretningsorden*. Lokalisert 25. mars 2009 på verdensveven:
<http://www.stortinget.no/no/Stortinget-og-demokratiet/Lover-og-instrukser/Stortingets-forretningsorden>.
- Stortinget. (2008a). *Representanter og komiteer*. Lokalisert 18. desember 2008 på verdensveven:
<http://stortinget.no/no/Representanter-og-komiteer/Komiteene/Forsvarskomiteen>.
- Stortinget. (2008b). *Representanter og komiteer*. Lokalisert 18. desember 2008 på verdensveven:
<http://stortinget.no/no/Representanter-og-komiteer/Representantene/Innvalgte-fra-1945--/>.
- Strøm, E. (1996). *Kampen om Forsvaret. Forsvarsavhengige kommuner og lokaliseringer av forsvarets virksomhet*. Institutt for statsvitenskap Universitetet i Oslo. Hovedoppgave.
- Studenmund, A. H. (2001). *Using Econometrics: A Practical Guide*. (4th ed.). USA: Adison Wesley Longman, Inc.
- Thrane, C. (2003). *Regresjonsanalyse i praksis*. Kristiansand: Høyskoleforlaget AS – Norwegian Academic Press.
- Weingast, B. R. & Marshall, W. J. (1988). The industrial organization of congress; or, why legislatures, like firms, are not organized as markets. *The Journal of Political Economy*, 96, 132-163.
- Weingast, B. R., Shepsle, K. A. & Johnson, C. (1981). The political economy of benefits and costs: A neoclassical approach to distributive politics. *The Journal of Political Economy*, 89, 642-664.
- Wooldridge, J. M. (2009). *Introductory econometrics: A modern approach* (4th ed.). Canada: South-Western Cengage Learning.
- Wright, G. (1974). The political economy of New Deal spending: An econometric analysis. *The Review of Economics and Statistics*, 56, 30-38.
- Østerud, Ø., Engelstad, F. & Selle, P. (2003). *Makten og demokratiet. En sluttbok fra Makt- og demokratiutredningen*. Oslo: Gyldendal Norsk Forlag AS.

Aardal, B. (2008). *Den nye valgordningen*. Lokalisert 1. mai 2009 på verdensveven:
<http://home.online.no/~b-aardal/>.

Vedlegg 1 - Tabeller deskriptiv statistikk

Gjennomsnittsverdier 1986-2005

Fylke	Forsvarsutgifter per innbygger	Velgere per mandat	Representanter i Forsvars- komiteen	Skattekostnad	Antall innbyggere
Østfold	3 495	22 611	0,40	0,05	243 524
Akershus	5 490	22 760	0,65	0,12	441 773
Oslo	4 570	22 590	0,40	0,16	485 830
Hedmark	4 389	17 796	1,15	0,04	187 072
Oppland	3 055	20 229	0,40	0,04	182 722
Buskerud	3 495	24 118	0,00	0,05	230 878
Vestfold	3 532	21 400	1,00	0,04	205 441
Telemark	488	19 795	0,60	0,03	163 980
Aust-Agder	2 210	18 227	0,40	0,02	99 659
Vest-Agder	4 258	21 493	0,60	0,03	150 335
Rogaland	1 875	22 220	0,20	0,09	356 388
Hordaland	4 937	19 658	1,65	0,09	423 403
Sogn og Fjordane	679	15 920	0,15	0,02	107 096
Møre og Romsdal	663	17 994	0,70	0,05	240 820
Sør-Trøndelag	4 255	19 343	0,10	0,05	257 598
Nord-Trøndelag	5 029	15 909	0,75	0,02	127 250
Nordland	8 550	15 167	0,45	0,05	239 446
Troms	15 599	18 688	1,00	0,03	149 599
Finnmark	8 734	13 874	0,00	0,01	74 704

Variabel	N	Minimum	Maximum	Mean	Std. Deviation
Forsvarsutgifter Per					
Innbygger	380	0	22 683	4 490	3 558
Velgere per mandat	380	13 376	25 702	19 463	2 967
Antall representanter i					
Forsvarskomiteen	380	0,00	4,00	0,56	0,76
Skattekostnad	380	0,01	0,18	0,05	0,04
Andel arbeidsledige i %	380	0,27	5,32	2,85	1,01
Nettoinntekt per skatteyter	380	111 917	345 931	165 143	35 980
Andel med sosialstønning i %	380	1,57	7,97	4,20	1,10
Andel uførepensjonister i %	380	4,57	12,98	9,21	1,97
Andel med universitet og høyskoleutdanning i %	380	9,06	36,74	17,00	5,10

Vedlegg 2 Utskrift regresjonsanalyser

1 Distriktsmodell

1.1 Random effects

Dependent Variable: LOG(FUPERINNB)
 Method: Panel EGLS (Cross-section random effects)
 Date: 04/03/09 Time: 15:14
 Sample (adjusted): 1986 2005
 Periods included: 20
 Cross-sections included: 19
 Total panel (unbalanced) observations: 379
 Swamy and Arora estimator of component variances
 Period SUR (PCSE) standard errors & covariance (d.f. corrected)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	14.02497	7.447601	1.883153	0.0605
SKATTEPRIS(-1)	-1.344241	5.386153	-0.249573	0.8031
REPRFK(-1)	0.077818	0.071018	1.095747	0.2739
LOG(INNTEKT(-1))	-0.614349	0.641421	-0.957795	0.3388
ARBLEDIGE(-1)	-3.947514	7.963666	-0.495691	0.6204
SOSIALHJELP(-1)	17.13001	9.782504	1.751087	0.0808
UNIVERSITET(-1)	4.685005	3.314475	1.413498	0.1583

Effects Specification			
	S.D.	Rho	
Cross-section random		1.087171	0.8266
Idiosyncratic random		0.497901	0.1734

Weighted Statistics			
R-squared	0.100928	Mean dependent var	0.818374
Adjusted R-squared	0.086427	S.D. dependent var	0.517759
S.E. of regression	0.495374	Sum squared resid	91.28712
F-statistic	6.960027	Durbin-Watson stat	0.162238
Prob(F-statistic)	0.000001		

Unweighted Statistics			
R-squared	0.114048	Mean dependent var	8.026087
Sum squared resid	417.7647	Durbin-Watson stat	0.035451

1.2 Fixed effects

Dependent Variable: LOG(FUPERINNB)
 Method: Panel Least Squares
 Date: 04/03/09 Time: 15:11
 Sample (adjusted): 1986 2005
 Periods included: 20
 Cross-sections included: 19
 Total panel (unbalanced) observations: 379
 Period SUR (PCSE) standard errors & covariance (d.f. corrected)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	5.711117	41.53887	0.137489	0.8907
SKATTEPRIS(-1)	-6.025535	28.02807	-0.214982	0.8299
REPRFK(-1)	0.109717	0.073654	1.489637	0.1373
LOG(INNTEKT(-1))	0.569379	3.586958	0.158736	0.8740
ARBLEDIGE(-1)	0.011898	16.20172	0.000734	0.9994
SOSIALHJELP(-1)	-2.942052	8.812980	-0.333832	0.7387
UNIVERSITET(-1)	-25.02698	18.33445	-1.365025	0.1732

Effects Specification			
Cross-section fixed (dummy variables)			
Period fixed (dummy variables)			

R-squared	0.831381	Mean dependent var	8.026087
Adjusted R-squared	0.809738	S.D. dependent var	1.116901
S.E. of regression	0.487182	Akaike info criterion	1.508425
Sum squared resid	79.51093	Schwarz criterion	1.965553
Log likelihood	-241.8466	Hannan-Quinn criter.	1.689834
F-statistic	38.41239	Durbin-Watson stat	0.146274
Prob(F-statistic)	0.000000		

2 Partimodell 1

2.1 Random effects

Dependent Variable: LOG(FUPERINNB)
 Method: Panel EGLS (Cross-section random effects)
 Date: 04/05/09 Time: 18:23
 Sample (adjusted): 1986 2005
 Periods included: 20
 Cross-sections included: 19
 Total panel (unbalanced) observations: 379
 Swamy and Arora estimator of component variances
 Period SUR (PCSE) standard errors & covariance (d.f. corrected)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	36.01184	10.47885	3.436620	0.0007
REPRFK(-1)	0.082423	0.069168	1.191638	0.2342
LOG(INNTEKT(-1))	-0.720200	0.679805	-1.059422	0.2901
ARBLEDIGE(-1)	-8.033443	7.195359	-1.116476	0.2649
SOSIALHJELP(-1)	17.94484	9.564424	1.876207	0.0614
UNIVERSITET(-1)	5.432621	3.851163	1.410645	0.1592
LOG(VELGEREPERMANDAT(-1))	-2.106251	0.798717	-2.637044	0.0087
VOLATILITET(-1)	0.335201	0.812782	0.412412	0.6803
KUTTPUNKTTETTHET(-1)	-0.872322	15.40489	-0.056626	0.9549

Effects Specification		S.D.	Rho
Cross-section random		1.129840	0.8423
Idiosyncratic random		0.488901	0.1577

Weighted Statistics			
R-squared	0.135829	Mean dependent var	0.773665
Adjusted R-squared	0.117144	S.D. dependent var	0.516741
S.E. of regression	0.485968	Sum squared resid	87.38113
F-statistic	7.269474	Durbin-Watson stat	0.183697
Prob(F-statistic)	0.000000		

Unweighted Statistics			
R-squared	0.097611	Mean dependent var	8.026087
Sum squared resid	425.5153	Durbin-Watson stat	0.037723

2.2 Fixed effects

Dependent Variable: LOG(FUPERINNB)
 Method: Panel Least Squares
 Date: 04/05/09 Time: 18:20
 Sample (adjusted): 1986 2005
 Periods included: 20
 Cross-sections included: 19
 Total panel (unbalanced) observations: 379
 Period SUR (PCSE) standard errors & covariance (d.f. corrected)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	40.99425	24.65130	1.662965	0.0973
REPRFK(-1)	0.117078	0.070806	1.653510	0.0992
LOG(INNTEKT(-1))	-0.405347	1.924346	-0.210641	0.8333
ARBLEDIGE(-1)	-4.834932	14.71310	-0.328614	0.7427
SOSIALHJELP(-1)	-3.627632	8.383235	-0.432725	0.6655
UNIVERSITET(-1)	-23.90441	18.19211	-1.313999	0.1898
LOG(VELGEREPERMANDAT(-1))	-2.227722	0.865570	-2.573704	0.0105
VOLATILITET(-1)	0.021355	0.879692	0.024275	0.9806
KUTTPUNKTTETTHET(-1)	-10.78701	20.66052	-0.522107	0.6019

Effects Specification			
Cross-section fixed (dummy variables)			
Period fixed (dummy variables)			

R-squared	0.838791	Mean dependent var	8.026087
Adjusted R-squared	0.817006	S.D. dependent var	1.116901
S.E. of regression	0.477786	Akaike info criterion	1.474042
Sum squared resid	76.01703	Schwarz criterion	1.951949
Log likelihood	-233.3310	Hannan-Quinn criter.	1.663697
F-statistic	38.50313	Durbin-Watson stat	0.177244
Prob(F-statistic)	0.000000		

3 Partimodell 2

3.1 Random effects

Dependent Variable: LOG(FUPERINNB)
 Method: Panel EGLS (Cross-section random effects)
 Date: 04/22/09 Time: 16:22
 Sample (adjusted): 1986 2005
 Periods included: 20
 Cross-sections included: 19
 Total panel (unbalanced) observations: 379
 Swamy and Arora estimator of component variances
 Period SUR (PCSE) standard errors & covariance (d.f. corrected)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	32.35055	11.62051	2.783918	0.0056
LOG(INNTEKT(-1))	-0.615167	0.643662	-0.955729	0.3398
ARBLEDIGE(-1)	-6.416277	6.831965	-0.939155	0.3483
SOSIALHJELP(-1)	18.13730	9.372127	1.935238	0.0537
UNIVERSITET(-1)	4.738399	4.152512	1.141092	0.2546
LOG(VELGEREPERMANDAT(-1))	-1.877669	0.740565	-2.535455	0.0116
VOLATILITET(-1)	0.329741	0.778410	0.423608	0.6721
KUTTPUNKTTETTHET(-1)	-1.426273	15.25440	-0.093499	0.9256
ANDELISOSVELGERE(-1)	0.530757	2.486366	0.213467	0.8311
ANDELISOSREPRFK(-1)	0.296141	0.128221	2.309624	0.0215
Effects Specification				
			S.D.	Rho
Cross-section random			1.042650	0.8243
Idiosyncratic random			0.481325	0.1757
Weighted Statistics				
R-squared	0.160916	Mean dependent var		0.824841
Adjusted R-squared	0.140450	S.D. dependent var		0.517911
S.E. of regression	0.480652	Sum squared resid		85.24883
F-statistic	7.862800	Durbin-Watson stat		0.194793
Prob(F-statistic)	0.000000			
Unweighted Statistics				
R-squared	0.065665	Mean dependent var		8.026087
Sum squared resid	440.5792	Durbin-Watson stat		0.037691

3.2 Fixed effects

Dependent Variable: LOG(FUPERINNB)
 Method: Panel Least Squares
 Date: 04/22/09 Time: 16:20
 Sample (adjusted): 1986 2005
 Periods included: 20
 Cross-sections included: 19
 Total panel (unbalanced) observations: 379
 Period SUR (PCSE) standard errors & covariance (d.f. corrected)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	33.86244	26.57772	1.274091	0.2035
LOG(INNTEKT(-1))	-0.089625	1.937455	-0.046259	0.9631
ARBLEDIGE(-1)	-4.673514	14.47627	-0.322840	0.7470
SOSIALHJELP(-1)	-1.955713	8.078872	-0.242078	0.8089
UNIVERSITET(-1)	-20.83242	18.12505	-1.149372	0.2512
LOG(VELGEREPERMANDAT(-1))	-1.953279	0.820944	-2.379308	0.0179
VOLATILITET(-1)	-0.102660	0.837833	-0.122531	0.9026
KUTTPUNKTTETTHET(-1)	-12.32341	19.32830	-0.637584	0.5242
ANDELISOSVELGERE(-1)	0.676590	3.596065	0.188147	0.8509
ANDELISOSREPRFK(-1)	0.325821	0.133811	2.434929	0.0154
Effects Specification				
Cross-section fixed (dummy variables)				
Period fixed (dummy variables)				
R-squared	0.843405	Mean dependent var		8.026087
Adjusted R-squared	0.821708	S.D. dependent var		1.116901
S.E. of regression	0.471608	Akaike info criterion		1.450281
Sum squared resid	73.84138	Schwarz criterion		1.938577
Log likelihood	-227.8283	Hannan-Quinn criter.		1.644059
F-statistic	38.87210	Durbin-Watson stat		0.193460
Prob(F-statistic)	0.000000			

Vedlegg 3 Utskrift regresjonsanalyser - eksklusiv Nord-Norge

1 Distriktsmodell – eksklusiv Nord-Norge

1.1 Random effects

Dependent Variable: LOG(FUPERINNB)
 Method: Panel EGLS (Cross-section random effects)
 Date: 04/04/09 Time: 15:10
 Sample: 1984 2005 IF FYLKENR<17
 Periods included: 20
 Cross-sections included: 16
 Total panel (unbalanced) observations: 319
 Swamy and Arora estimator of component variances
 Period SUR (PCSE) standard errors & covariance (d.f. corrected)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	16.23614	7.806954	2.079702	0.0384
SKATTEPRIS(-1)	1.046512	5.238498	0.199773	0.8418
REPRFK(-1)	0.100573	0.084455	1.190849	0.2346
LOG(INNTEKT(-1))	-0.847616	0.677914	-1.250329	0.2121
ARBLEDIGE(-1)	-4.950156	8.818831	-0.561317	0.5750
SOSIALHJELP(-1)	18.08128	10.72559	1.685807	0.0928
UNIVERSITET(-1)	5.903627	3.827484	1.542430	0.1240

Effects Specification		S.D.	Rho
Cross-section random		1.004865	0.7787
Idiosyncratic random		0.535758	0.2213

Weighted Statistics			
R-squared	0.115924	Mean dependent var	0.923844
Adjusted R-squared	0.098923	S.D. dependent var	0.560493
S.E. of regression	0.532687	Sum squared resid	88.53179
F-statistic	6.818484	Durbin-Watson stat	0.165476
Prob(F-statistic)	0.000001		

Unweighted Statistics			
R-squared	0.165701	Mean dependent var	7.795620
Sum squared resid	299.2312	Durbin-Watson stat	0.048958

1.2 Fixed effects

Dependent Variable: LOG(FUPERINNB)
 Method: Panel Least Squares
 Date: 04/04/09 Time: 15:21
 Sample: 1984 2005 IF FYLKENR<17
 Periods included: 20
 Cross-sections included: 16
 Total panel (unbalanced) observations: 319
 Period SUR (PCSE) standard errors & covariance (d.f. corrected)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	16.48962	53.42845	0.308630	0.7578
SKATTEPRIS(-1)	-3.006833	35.81497	-0.083955	0.9332
REPRFK(-1)	0.130740	0.088642	1.474918	0.1414
LOG(INNTEKT(-1))	-0.341527	4.668813	-0.073151	0.9417
ARBLEDIGE(-1)	0.538387	19.61701	0.027445	0.9781
SOSIALHJELP(-1)	-4.679163	8.867831	-0.527656	0.5982
UNIVERSITET(-1)	-25.74612	21.68618	-1.187213	0.2362

Effects Specification			
Cross-section fixed (dummy variables)			
Period fixed (dummy variables)			
R-squared	0.786141	Mean dependent var	7.795620
Adjusted R-squared	0.755370	S.D. dependent var	1.062011
S.E. of regression	0.525272	Akaike info criterion	1.669682
Sum squared resid	76.70311	Schwarz criterion	2.153609
Log likelihood	-225.3142	Hannan-Quinn criter.	1.862944
F-statistic	25.54803	Durbin-Watson stat	0.146051
Prob(F-statistic)	0.000000		

2 Partimodell 1 – eksklusiv Nord-Norge

2.1 Random effects

Dependent Variable: LOG(FUPERINNB)
 Method: Panel EGLS (Cross-section random effects)
 Date: 04/06/09 Time: 09:41
 Sample: 1984 2005 IF FYLKENR<17
 Periods included: 20
 Cross-sections included: 16
 Total panel (unbalanced) observations: 319
 Swamy and Arora estimator of component variances
 Period SUR (PCSE) standard errors & covariance (d.f. corrected)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	34.97662	10.84194	3.226049	0.0014
REPRFK(-1)	0.105091	0.079753	1.317698	0.1886
LOG(INNTEKT(-1))	-0.800851	0.740631	-1.081308	0.2804
ARBLEDIGE(-1)	-10.04807	7.796041	-1.288869	0.1984
SOSIALHJELP(-1)	19.11722	10.52194	1.816890	0.0702
UNIVERSITET(-1)	6.111888	4.791884	1.275467	0.2031
LOG(VELGEREPERMANDAT(-1))	-1.961919	0.819701	-2.393457	0.0173
VOLATILITET(-1)	0.606104	1.188238	0.510086	0.6104
KUTTPUNKTTETTHET(-1)	0.366420	15.60573	0.023480	0.9813
Effects Specification				
			S.D.	Rho
Cross-section random			0.887903	0.7413
Idiosyncratic random			0.524583	0.2587
Weighted Statistics				
R-squared	0.147539	Mean dependent var		1.022096
Adjusted R-squared	0.125540	S.D. dependent var		0.562695
S.E. of regression	0.526955	Sum squared resid		86.08138
F-statistic	6.706634	Durbin-Watson stat		0.181674
Prob(F-statistic)	0.000000			
Unweighted Statistics				
R-squared	0.018199	Mean dependent var		7.795620
Sum squared resid	352.1345	Durbin-Watson stat		0.044411

2.2 Fixed effects

Dependent Variable: LOG(FUPERINNB)
 Method: Panel Least Squares
 Date: 04/06/09 Time: 09:38
 Sample: 1984 2005 IF FYLKENR<17
 Periods included: 20
 Cross-sections included: 16
 Total panel (unbalanced) observations: 319
 Period SUR (PCSE) standard errors & covariance (d.f. corrected)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	51.90320	27.66513	1.876124	0.0617
REPRFK(-1)	0.141507	0.083641	1.691847	0.0918
LOG(INNTEKT(-1))	-1.153085	2.195060	-0.525309	0.5998
ARBLEDIGE(-1)	-8.162404	18.80893	-0.433964	0.6647
SOSIALHJELP(-1)	-5.383580	8.971497	-0.600076	0.5489
UNIVERSITET(-1)	-25.19698	21.53821	-1.169873	0.2431
LOG(VELGEREPERMANDAT(-1))	-2.433811	0.911826	-2.669161	0.0081
VOLATILITET(-1)	0.505504	1.251243	0.404001	0.6865
KUTTPUNKTTETTHET(-1)	-9.472304	25.56504	-0.370518	0.7113
Effects Specification				
Cross-section fixed (dummy variables)				
Period fixed (dummy variables)				
R-squared	0.797032	Mean dependent var		7.795620
Adjusted R-squared	0.766145	S.D. dependent var		1.062011
S.E. of regression	0.513573	Akaike info criterion		1.629953
Sum squared resid	72.79700	Schwarz criterion		2.137487
Log likelihood	-216.9775	Hannan-Quinn criter.		1.832643
F-statistic	25.80519	Durbin-Watson stat		0.184790
Prob(F-statistic)	0.000000			

3 Partimodell 2 – eksklusiv Nord-Norge

3.1 Random effects

Dependent Variable: LOG(FUPERINNB)
 Method: Panel EGLS (Cross-section random effects)
 Date: 04/22/09 Time: 16:25
 Sample: 1984 2005 IF FYLKENR<17
 Periods included: 20
 Cross-sections included: 16
 Total panel (unbalanced) observations: 319
 Swamy and Arora estimator of component variances
 Period SUR (PCSE) standard errors & covariance (d.f. corrected)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	30.19823	13.22069	2.284164	0.0230
LOG(INNTEKT(-1))	-0.623525	0.729267	-0.855002	0.3932
ARBLEDIGE(-1)	-6.950947	7.704996	-0.902135	0.3677
SOSIALHJELP(-1)	17.67347	9.856042	1.793161	0.0739
UNIVERSITET(-1)	4.550686	4.543493	1.001583	0.3173
LOG(VELGEREPERMANDAT(-1))	-1.834486	0.813114	-2.256125	0.0248
VOLATILITET(-1)	0.599230	1.098551	0.545473	0.5858
KUTTPUNKTTETHET(-1)	2.872113	20.09673	0.142914	0.8865
ANDELISOSVELGERE(-1)	2.024648	3.259255	0.621200	0.5349
ANDELISOSREPRFK(-1)	0.350245	0.139149	2.517047	0.0123
Effects Specification				
			S.D.	Rho
Cross-section random			1.019066	0.7993
Idiosyncratic random			0.510721	0.2007
Weighted Statistics				
R-squared	0.190458	Mean dependent var		0.869109
Adjusted R-squared	0.166879	S.D. dependent var		0.559360
S.E. of regression	0.511103	Sum squared resid		80.71907
F-statistic	8.077497	Durbin-Watson stat		0.199486
Prob(F-statistic)	0.000000			
Unweighted Statistics				
R-squared	-0.061759	Mean dependent var		7.795620
Sum squared resid	380.8125	Durbin-Watson stat		0.042284

3.2 Fixed effects

Dependent Variable: LOG(FUPERINNB)
 Method: Panel Least Squares
 Date: 04/22/09 Time: 16:24
 Sample: 1984 2005 IF FYLKENR<17
 Periods included: 20
 Cross-sections included: 16
 Total panel (unbalanced) observations: 319
 Period SUR (PCSE) standard errors & covariance (d.f. corrected)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	37.84484	30.49092	1.241184	0.2156
LOG(INNTEKT(-1))	-0.515704	2.229100	-0.231351	0.8172
ARBLEDIGE(-1)	-9.834793	18.03441	-0.545335	0.5860
SOSIALHJELP(-1)	-3.065200	8.676808	-0.353264	0.7242
UNIVERSITET(-1)	-15.72886	21.16823	-0.743041	0.4581
LOG(VELGEREPERMANDAT(-1))	-2.159131	0.872753	-2.473931	0.0140
VOLATILITET(-1)	0.228854	1.182347	0.193559	0.8467
KUTTPUNKTTETHET(-1)	-9.074018	25.41102	-0.357090	0.7213
ANDELISOSVELGERE(-1)	3.641846	4.883658	0.745721	0.4565
ANDELISOSREPRFK(-1)	0.350445	0.148241	2.364026	0.0188
Effects Specification				
Cross-section fixed (dummy variables)				
Period fixed (dummy variables)				
R-squared	0.805570	Mean dependent var		7.795620
Adjusted R-squared	0.775168	S.D. dependent var		1.062011
S.E. of regression	0.503568	Akaike info criterion		1.593247
Sum squared resid	69.73477	Schwarz criterion		2.112584
Log likelihood	-210.1229	Hannan-Quinn criter.		1.800651
F-statistic	26.49739	Durbin-Watson stat		0.203548
Prob(F-statistic)	0.000000			

Vedlegg 4 Utskrift regresjonsanalyser – sivilt konsum

1 Distriktsmodell – Sivilt konsum

1.1 Random

Dependent Variable: LOG(SIVILTKONSUM)

Method: Panel EGLS (Cross-section random effects)

Date: 04/03/09 Time: 15:41

Sample (adjusted): 1986 2005

Periods included: 20

Cross-sections included: 19

Total panel (balanced) observations: 380

Swamy and Arora estimator of component variances

Period SUR (PCSE) standard errors & covariance (d.f. corrected)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	13.98091	0.709115	19.71599	0.0000
SKATTEPRIS(-1)	-0.680254	0.795846	-0.854755	0.3932
REPRFK(-1)	-0.003330	0.005327	-0.625055	0.5323
LOG(INNTEKT(-1))	-0.372888	0.061151	-6.097797	0.0000
ARBLEDIGE(-1)	-2.058878	0.544394	-3.781963	0.0002
SOSIALHJELP(-1)	4.891697	0.781338	6.260664	0.0000
UNIVERSITET(-1)	6.572009	0.213609	30.76658	0.0000

Effects Specification		S.D.	Rho
Cross-section random		0.140509	0.8957
Idiosyncratic random		0.047946	0.1043

Weighted Statistics			
R-squared	0.933342	Mean dependent var	0.814541
Adjusted R-squared	0.932270	S.D. dependent var	0.192063
S.E. of regression	0.049984	Sum squared resid	0.931919
F-statistic	870.4553	Durbin-Watson stat	1.012535
Prob(F-statistic)	0.000000		

Unweighted Statistics			
R-squared	0.419603	Mean dependent var	10.70630
Sum squared resid	14.24966	Durbin-Watson stat	0.066219

1.2 Fixed

Dependent Variable: LOG(SIVILTKONSUM)

Method: Panel Least Squares

Date: 04/03/09 Time: 15:41

Sample (adjusted): 1986 2005

Periods included: 20

Cross-sections included: 19

Total panel (balanced) observations: 380

Period SUR (PCSE) standard errors & covariance (d.f. corrected)

WARNING: estimated coefficient covariance matrix is of reduced rank

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	14.29016	2.052662	6.961769	0.0000
SKATTEPRIS(-1)	3.859128	1.471473	2.622629	0.0091
REPRFK(-1)	0.002582	0.003706	0.696648	0.4865
LOG(INNTEKT(-1))	-0.332732	0.177274	-1.876935	0.0614
ARBLEDIGE(-1)	-2.297052	0.848946	-2.705770	0.0072
SOSIALHJELP(-1)	1.105058	0.641233	1.723333	0.0857
UNIVERSITET(-1)	1.309954	0.777487	1.684857	0.0929

Effects Specification			
Cross-section fixed (dummy variables)			
Period fixed (dummy variables)			

R-squared	0.983367	Mean dependent var	10.70630
Adjusted R-squared	0.981239	S.D. dependent var	0.254519
S.E. of regression	0.034862	Akaike info criterion	-3.766330
Sum squared resid	0.408356	Schwarz criterion	-3.310100
Log likelihood	759.6027	Hannan-Quinn criter.	-3.585296
F-statistic	461.9836	Durbin-Watson stat	1.043368
Prob(F-statistic)	0.000000		

2 Partimodell 1 – Sivilt konsum

2.1 Random

Dependent Variable: LOG(SIVILTKONSUM)
 Method: Panel EGLS (Cross-section random effects)
 Date: 04/06/09 Time: 10:01
 Sample (adjusted): 1986 2005
 Periods included: 20
 Cross-sections included: 19
 Total panel (balanced) observations: 380
 Swamy and Arora estimator of component variances
 Period SUR (PCSE) standard errors & covariance (d.f. corrected)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	13.90740	1.050396	13.24015	0.0000
REPRFK(-1)	-0.003424	0.005221	-0.655785	0.5124
LOG(INNTEKT(-1))	-0.368407	0.057479	-6.409410	0.0000
ARBLEDIGE(-1)	-2.781200	0.546169	-5.092194	0.0000
SOSIALHJELP(-1)	4.496726	0.770377	5.837049	0.0000
UNIVERSITET(-1)	6.271740	0.236218	26.55069	0.0000
LOG(VELGEREPERMANDAT(-1))	-0.022603	0.072314	-0.312566	0.7548
VOLATILITET(-1)	0.202161	0.056660	3.567998	0.0004
KUTTPUNKTTETTHET(-1)	1.277403	1.096445	1.165040	0.2448

Effects Specification		S.D.	Rho
Cross-section random		0.105288	0.8292
Idiosyncratic random		0.047783	0.1708

Weighted Statistics			
R-squared	0.932319	Mean dependent var	1.080917
Adjusted R-squared	0.930860	S.D. dependent var	0.192384
S.E. of regression	0.050587	Sum squared resid	0.949391
F-statistic	638.8251	Durbin-Watson stat	0.956124
Prob(F-statistic)	0.000000		

Unweighted Statistics			
R-squared	0.442273	Mean dependent var	10.70630
Sum squared resid	13.69307	Durbin-Watson stat	0.066292

2.2 Fixed

Dependent Variable: LOG(SIVILTKONSUM)
 Method: Panel Least Squares
 Date: 04/06/09 Time: 10:02
 Sample (adjusted): 1986 2005
 Periods included: 20
 Cross-sections included: 19
 Total panel (balanced) observations: 380
 Period SUR (PCSE) standard errors & covariance (d.f. corrected)
 WARNING: estimated coefficient covariance matrix is of reduced rank

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	10.49838	1.384946	7.580352	0.0000
REPRFK(-1)	0.003757	0.003814	0.985115	0.3253
LOG(INNTEKT(-1))	-0.055038	0.104211	-0.528138	0.5978
ARBLEDIGE(-1)	-2.063438	0.836889	-2.465605	0.0142
SOSIALHJELP(-1)	1.111478	0.659959	1.684163	0.0931
UNIVERSITET(-1)	1.052844	0.783146	1.344377	0.1797
LOG(VELGEREPERMANDAT(-1))	0.068750	0.056361	1.219823	0.2234
VOLATILITET(-1)	0.070382	0.054476	1.291963	0.1973
KUTTPUNKTTETTHET(-1)	0.026272	1.136220	0.023122	0.9816

Effects Specification			
Cross-section fixed (dummy variables)			
Period fixed (dummy variables)			

R-squared	0.983145	Mean dependent var	10.70630
Adjusted R-squared	0.980874	S.D. dependent var	0.254519
S.E. of regression	0.035199	Akaike info criterion	-3.742499
Sum squared resid	0.413826	Schwarz criterion	-3.265531
Log likelihood	757.0747	Hannan-Quinn criter.	-3.553236
F-statistic	432.9253	Durbin-Watson stat	1.000547
Prob(F-statistic)	0.000000		

3 Partimodell 2 – Sivilt konsum

3.1 Random

Dependent Variable: LOG(SIVILTKONSUM)
 Method: Panel EGLS (Cross-section random effects)
 Date: 04/22/09 Time: 16:29
 Sample (adjusted): 1986 2005
 Periods included: 20
 Cross-sections included: 19
 Total panel (balanced) observations: 380
 Swamy and Arora estimator of component variances
 Period SUR (PCSE) standard errors & covariance (d.f. corrected)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	13.36805	1.058185	12.63301	0.0000
LOG(INNTEKT(-1))	-0.332594	0.056428	-5.894135	0.0000
ARBLEDIGE(-1)	-2.518378	0.537659	-4.683971	0.0000
SOSIALHJELP(-1)	4.377749	0.771065	5.677536	0.0000
UNIVERSITET(-1)	5.914162	0.271764	21.76213	0.0000
LOG(VELGEREPERMANDAT(-1))	-0.023610	0.070846	-0.333260	0.7391
VOLATILITET(-1)	0.216392	0.056850	3.806347	0.0002
KUTTPUNKTTETTTHET(-1)	1.303493	1.053501	1.237297	0.2168
ANDELISOSVELGERE(-1)	0.308195	0.153698	2.005203	0.0457
ANDELISOSREPRFK(-1)	-0.013466	0.010223	-1.317264	0.1886
Effects Specification				
			S.D.	Rho
Cross-section random			0.111534	0.8492
Idiosyncratic random			0.046999	0.1508
Weighted Statistics				
R-squared	0.935395	Mean dependent var		1.004360
Adjusted R-squared	0.933823	S.D. dependent var		0.192283
S.E. of regression	0.049464	Sum squared resid		0.905292
F-statistic	595.2304	Durbin-Watson stat		0.968224
Prob(F-statistic)	0.000000			
Unweighted Statistics				
R-squared	0.423271	Mean dependent var		10.70630
Sum squared resid	14.15962	Durbin-Watson stat		0.061903

3.2 Fixed

Dependent Variable: LOG(SIVILTKONSUM)
 Method: Panel Least Squares
 Date: 04/22/09 Time: 16:30
 Sample (adjusted): 1986 2005
 Periods included: 20
 Cross-sections included: 19
 Total panel (balanced) observations: 380
 Period SUR (PCSE) standard errors & covariance (d.f. corrected)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	9.696907	1.477600	6.562607	0.0000
LOG(INNTEKT(-1))	-0.002888	0.105952	-0.027258	0.9783
ARBLEDIGE(-1)	-2.099588	0.833852	-2.517938	0.0123
SOSIALHJELP(-1)	1.254145	0.666064	1.882920	0.0606
UNIVERSITET(-1)	1.448690	0.790343	1.832989	0.0677
LOG(VELGEREPERMANDAT(-1))	0.070033	0.053957	1.297948	0.1952
VOLATILITET(-1)	0.067314	0.052697	1.277375	0.2024
KUTTPUNKTTETTTHET(-1)	-0.210359	1.083443	-0.194158	0.8462
ANDELISOSVELGERE(-1)	0.255899	0.190433	1.343776	0.1799
ANDELISOSREPRFK(-1)	0.000416	0.008206	0.050737	0.9596
Effects Specification				
Cross-section fixed (dummy variables)				
Period fixed (dummy variables)				
R-squared	0.983367	Mean dependent var		10.70630
Adjusted R-squared	0.981069	S.D. dependent var		0.254519
S.E. of regression	0.035019	Akaike info criterion		-3.750495
Sum squared resid	0.408375	Schwarz criterion		-3.263158
Log likelihood	759.5941	Hannan-Quinn criter.		-3.557118
F-statistic	427.9786	Durbin-Watson stat		1.032679
Prob(F-statistic)	0.000000			

Vedlegg 5 Utskrift – Hausman test

1 Hausman test - Forsvarsutgifter

1.1 Distriktsmodell

Correlated Random Effects - Hausman Test

Equation: DISTRIKTSMODELL

Test cross-section random effects

Test Summary	Chi-Sq. Statistic	Chi-Sq. d.f.	Prob.
Cross-section random	1.995845	6	0.9201

Cross-section random effects test comparisons:

Variable	Fixed	Random	Var(Diff.)	Prob.
SKATTEPRIS(-1)	-5.207960	-1.344241	68.540380	0.6407
REPRFK(-1)	0.076361	0.077818	0.000007	0.5738
LOG(INNTEKT(-1))	-0.539719	-0.614349	0.023587	0.6270
ARBLEDIGE(-1)	-3.568270	-3.947514	0.709157	0.6525
SOSIALHJELP(-1)	16.639659	17.130012	0.587779	0.5224
UNIVERSITET(-1)	4.479849	4.685005	0.123556	0.5595

Cross-section random effects test equation:

Dependent Variable: LOG(FUPERINNB)

Method: Panel Least Squares

Date: 04/03/09 Time: 15:15

Sample (adjusted): 1986 2005

Periods included: 20

Cross-sections included: 19

Total panel (unbalanced) observations: 379

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	13.38560	6.176860	2.167056	0.0309
SKATTEPRIS(-1)	-5.207960	10.27355	-0.506929	0.6125
REPRFK(-1)	0.076361	0.040573	1.882060	0.0606
LOG(INNTEKT(-1))	-0.539719	0.540856	-0.997897	0.3190
ARBLEDIGE(-1)	-3.568270	3.847650	-0.927389	0.3544
SOSIALHJELP(-1)	16.63966	4.141020	4.018251	0.0001
UNIVERSITET(-1)	4.479849	1.302030	3.440666	0.0006

Effects Specification

Cross-section fixed (dummy variables)

R-squared	0.813891	Mean dependent var	8.026087
Adjusted R-squared	0.801273	S.D. dependent var	1.116901
S.E. of regression	0.497901	Akaike info criterion	1.506857
Sum squared resid	87.75860	Schwarz criterion	1.766589
Log likelihood	-260.5494	Hannan-Quinn criter.	1.609930
F-statistic	64.50448	Durbin-Watson stat	0.167415
Prob(F-statistic)	0.000000		

1.2 Partimodell 1

Correlated Random Effects - Hausman Test

Equation: PARTIMODELL

Test cross-section random effects

Test Summary	Chi-Sq. Statistic	Chi-Sq. d.f.	Prob.
Cross-section random	3.363764	8	0.9095

Cross-section random effects test comparisons:

Variable	Fixed	Random	Var(Diff.)	Prob.
REPRFK(-1)	0.081747	0.082423	0.000008	0.8132
LOG(INNTEKT(-1))	-0.760799	-0.720200	0.008527	0.6602
ARBLEDIGE(-1)	-8.110116	-8.033443	0.159912	0.8479
SOSIALHJELP(-1)	17.536641	17.944842	0.524733	0.5731
UNIVERSITET(-1)	5.414951	5.432621	0.034167	0.9238
LOG(VELGEREPERMANDAT(-1))	-2.253319	-2.106251	0.027857	0.3782
VOLATILITET(-1)	0.363449	0.335201	0.005151	0.6939
KUTTPUNKTTETTHET(-1)	-1.598830	-0.872322	3.882641	0.7123

Cross-section random effects test equation:

Dependent Variable: LOG(FUPERINNB)

Method: Panel Least Squares

Date: 04/06/09 Time: 09:36

Sample (adjusted): 1986 2005

Periods included: 20

Cross-sections included: 19

Total panel (unbalanced) observations: 379

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	38.10307	8.730014	4.364605	0.0000
REPRFK(-1)	0.081747	0.040259	2.030528	0.0431
LOG(INNTEKT(-1))	-0.760799	0.490196	-1.552032	0.1216
ARBLEDIGE(-1)	-8.110116	4.063334	-1.995927	0.0467
SOSIALHJELP(-1)	17.53664	4.135072	4.240952	0.0000
UNIVERSITET(-1)	5.414951	1.470290	3.682912	0.0003
LOG(VELGEREPERMANDAT(-1))	-2.253319	0.581812	-3.872931	0.0001
VOLATILITET(-1)	0.363449	0.445670	0.815511	0.4153
KUTTPUNKTTETTHET(-1)	-1.598830	6.588406	-0.242673	0.8084

Effects Specification

Cross-section fixed (dummy variables)

R-squared	0.821572	Mean dependent var	8.026087
Adjusted R-squared	0.808392	S.D. dependent var	1.116901
S.E. of regression	0.488901	Akaike info criterion	1.475263
Sum squared resid	84.13662	Schwarz criterion	1.755774
Log likelihood	-252.5623	Hannan-Quinn criter.	1.586582

1.3 Partimodell 2

Correlated Random Effects - Hausman Test

Equation: PARTIMODELL_II

Test cross-section random effects

Test Summary	Chi-Sq. Statistic	Chi-Sq. d.f.	Prob.
Cross-section random	7.769286	9	0.5576

Cross-section random effects test comparisons:

Variable	Fixed	Random	Var(Diff.)	Prob.
LOG(INNTEKT(-1))	-0.584879	-0.615167	0.012900	0.7897
ARBLEDIGE(-1)	-5.916071	-6.416277	0.404616	0.4317
SOSIALHJELP(-1)	17.420080	18.137297	0.674371	0.3825
UNIVERSITET(-1)	4.081069	4.738399	0.291424	0.2234
LOG(VELGEREPERMANDAT(-1))	-2.011018	-1.877669	0.030854	0.4478
VOLATILITET(-1)	0.388971	0.329741	0.006528	0.4635
KUTTPUNKTTETTHET(-1)	-2.240791	-1.426273	4.140522	0.6889
ANDELISOSVELGERE(-1)	1.020203	0.530757	0.114177	0.1475
ANDELISOSREPRFK(-1)	0.296373	0.296141	0.000048	0.9734

Cross-section random effects test equation:

Dependent Variable: LOG(FUPERINNB)

Method: Panel Least Squares

Date: 04/22/09 Time: 16:35

Sample (adjusted): 1986 2005

Periods included: 20

Cross-sections included: 19

Total panel (unbalanced) observations: 379

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	33.29801	8.818248	3.776034	0.0002
LOG(INNTEKT(-1))	-0.584879	0.497220	-1.176298	0.2403
ARBLEDIGE(-1)	-5.916071	4.131729	-1.431863	0.1531
SOSIALHJELP(-1)	17.42008	4.103558	4.245116	0.0000
UNIVERSITET(-1)	4.081069	1.903841	2.143597	0.0328
LOG(VELGEREPERMANDAT(-1))	-2.011018	0.574762	-3.498873	0.0005
VOLATILITET(-1)	0.388971	0.442969	0.878099	0.3805
KUTTPUNKTTETTHET(-1)	-2.240791	6.468906	-0.346394	0.7293
ANDELISOSVELGERE(-1)	1.020203	1.024164	0.996132	0.3199
ANDELISOSREPRFK(-1)	0.296373	0.078054	3.797033	0.0002

Effects Specification

Cross-section fixed (dummy variables)

R-squared	0.827550	Mean dependent var	8.026087
Adjusted R-squared	0.814285	S.D. dependent var	1.116901
S.E. of regression	0.481325	Akaike info criterion	1.446460

2 Hausmantest – Sivilt konsum

2.1 Distriktsmodell – Sivilt konsum

Correlated Random Effects - Hausman Test

Equation: DISTRIKTSMODELL

Test cross-section random effects

Test Summary	Chi-Sq. Statistic	Chi-Sq. d.f.	Prob.
Cross-section random	38.386470	6	0.0000

Cross-section random effects test comparisons:

Variable	Fixed	Random	Var(Diff.)	Prob.
SKATTEPRIS(-1)	3.316499	-0.680254	0.501542	0.0000
REPRFK(-1)	-0.002940	-0.003330	0.000000	0.0400
LOG(INNTEKT(-1))	-0.446159	-0.372888	0.000163	0.0000
ARBLEDIGE(-1)	-2.472533	-2.058878	0.005043	0.0000
SOSIALHJELP(-1)	5.157407	4.891697	0.003821	0.0000
UNIVERSITET(-1)	6.746334	6.572009	0.000873	0.0000

Cross-section random effects test equation:

Dependent Variable: LOG(SIVILTKONSUM)

Method: Panel Least Squares

Date: 04/03/09 Time: 15:26

Sample (adjusted): 1986 2005

Periods included: 20

Cross-sections included: 19

Total panel (balanced) observations: 380

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	14.61985	0.594151	24.60628	0.0000
SKATTEPRIS(-1)	3.316499	0.988968	3.353495	0.0009
REPRFK(-1)	-0.002940	0.003902	-0.753353	0.4517
LOG(INNTEKT(-1))	-0.446159	0.052022	-8.576386	0.0000
ARBLEDIGE(-1)	-2.472533	0.370355	-6.676116	0.0000
SOSIALHJELP(-1)	5.157407	0.397442	12.97651	0.0000
UNIVERSITET(-1)	6.746334	0.124806	54.05450	0.0000

Effects Specification

Cross-section fixed (dummy variables)

R-squared	0.966760	Mean dependent var	10.70630
Adjusted R-squared	0.964513	S.D. dependent var	0.254519
S.E. of regression	0.047946	Akaike info criterion	-3.173948
Sum squared resid	0.816088	Schwarz criterion	-2.914726
Log likelihood	628.0501	Hannan-Quinn criter.	-3.071088
F-statistic	430.2076	Durbin-Watson stat	1.186607
Prob(F-statistic)	0.000000		

2.2 Partimodell 1 – Sivilt konsum

Correlated Random Effects - Hausman Test

Equation: PARTIMODELL

Test cross-section random effects

Test Summary	Chi-Sq. Statistic	Chi-Sq. d.f.	Prob.
Cross-section random	52.814175	8	0.0000

Cross-section random effects test comparisons:

Variable	Fixed	Random	Var(Diff.)	Prob.
REPRFK(-1)	-0.002645	-0.003424	0.000000	0.0076
LOG(INNTEKT(-1))	-0.342821	-0.368407	0.000088	0.0065
ARBLEDIGE(-1)	-2.605085	-2.781200	0.001646	0.0000
SOSIALHJELP(-1)	4.720138	4.496726	0.005430	0.0024
UNIVERSITET(-1)	6.293780	6.271740	0.000349	0.2380
LOG(VELGEREPERMANDAT(-1))	0.071546	-0.022603	0.000288	0.0000
VOLATILITET(-1)	0.160615	0.202161	0.000053	0.0000
KUTTPUNKTTETTHET(-1)	0.754394	1.277403	0.040361	0.0092

Cross-section random effects test equation:

Dependent Variable: LOG(SIVILTKONSUM)

Method: Panel Least Squares

Date: 04/06/09 Time: 10:01

Sample (adjusted): 1986 2005

Periods included: 20

Cross-sections included: 19

Total panel (balanced) observations: 380

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	12.76226	0.850835	14.99969	0.0000
REPRFK(-1)	-0.002645	0.003930	-0.672998	0.5014
LOG(INNTEKT(-1))	-0.342821	0.047799	-7.172141	0.0000
ARBLEDIGE(-1)	-2.605085	0.396733	-6.566344	0.0000
SOSIALHJELP(-1)	4.720138	0.402640	11.72296	0.0000
UNIVERSITET(-1)	6.293780	0.142947	44.02880	0.0000
LOG(VELGEREPERMANDAT(-1))	0.071546	0.056788	1.259875	0.2085
VOLATILITET(-1)	0.160615	0.043558	3.687419	0.0003
KUTTPUNKTTETTHET(-1)	0.754394	0.643917	1.171571	0.2422

Effects Specification

Cross-section fixed (dummy variables)

R-squared	0.967172	Mean dependent var	10.70630
Adjusted R-squared	0.964754	S.D. dependent var	0.254519
S.E. of regression	0.047783	Akaike info criterion	-3.175894
Sum squared resid	0.805973	Schwarz criterion	-2.895934
Log likelihood	630.4199	Hannan-Quinn criter.	-3.064805

2.3 Partimodell 2 – Sivilt konsum

Correlated Random Effects - Hausman Test

Equation: PARTIMODELL_II

Test cross-section random effects

Test Summary	Chi-Sq. Statistic	Chi-Sq. d.f.	Prob.
Cross-section random	48.832671	9	0.0000

Cross-section random effects test comparisons:

Variable	Fixed	Random	Var(Diff.)	Prob.
LOG(INNTEKT(-1))	-0.303150	-0.332594	0.000104	0.0039
ARBLEDIGE(-1)	-2.302307	-2.518378	0.003287	0.0002
SOSIALHJELP(-1)	4.534123	4.377749	0.005432	0.0339
UNIVERSITET(-1)	5.876078	5.914162	0.002362	0.4333
LOG(VELGEREPERMANDAT(-1))	0.062549	-0.023610	0.000249	0.0000
VOLATILITET(-1)	0.183101	0.216392	0.000053	0.0000
KUTTPUNKTTETTHET(-1)	0.831188	1.303493	0.033577	0.0100
ANDELISOSVELGERE(-1)	0.346999	0.308195	0.000927	0.2026
ANDELISOSREPRFK(-1)	-0.011499	-0.013466	0.000000	0.0014

Cross-section random effects test equation:

Dependent Variable: LOG(SIVILTKONSUM)

Method: Panel Least Squares

Date: 04/22/09 Time: 16:37

Sample (adjusted): 1986 2005

Periods included: 20

Cross-sections included: 19

Total panel (balanced) observations: 380

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	12.23406	0.859662	14.23124	0.0000
LOG(INNTEKT(-1))	-0.303150	0.048480	-6.253033	0.0000
ARBLEDIGE(-1)	-2.302307	0.403293	-5.708774	0.0000
SOSIALHJELP(-1)	4.534123	0.399306	11.35500	0.0000
UNIVERSITET(-1)	5.876078	0.185642	31.65278	0.0000
LOG(VELGEREPERMANDAT(-1))	0.062549	0.056076	1.115446	0.2654
VOLATILITET(-1)	0.183101	0.043253	4.233233	0.0000
KUTTPUNKTTETTHET(-1)	0.831188	0.631660	1.315879	0.1891
ANDELISOSVELGERE(-1)	0.346999	0.099942	3.472002	0.0006
ANDELISOSREPRFK(-1)	-0.011499	0.007589	-1.515237	0.1306

Effects Specification

Cross-section fixed (dummy variables)

R-squared	0.968330	Mean dependent var	10.70630
Adjusted R-squared	0.965901	S.D. dependent var	0.254519
S.E. of regression	0.046999	Akaike info criterion	-3.206541

Vedlegg 6 Utskrift regresjonsanalyse - representasjon i Forsvarskomiteen som avhengig variabel

Dependent Variable: REPRFK_DUMMY
 Method: ML - Binary Logit (BHHH)
 Date: 04/09/09 Time: 14:17
 Sample: 1984 2005 IF T=1984 OR T=1988 OR T=1992 OR T=1996 OR
 T=2000 OR T=2004
 Included observations: 76
 Convergence achieved after 9 iterations
 GLM Robust Standard Errors & Covariance
 Variance factor estimate = 1.06917005967
 Covariance matrix computed using first derivatives

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	1.358262	2.460083	0.552120	0.5809
REPRFK_DUMMY(-4)	-0.281174	0.668296	-0.420733	0.6739
LOG(FUPERINNB(-4))	-0.170037	0.238661	-0.712464	0.4762
ANDELISOSREPRFK(-4)	0.655287	0.813366	0.805648	0.4204
ANDELISOSIALIST(-4)	-0.568097	2.010919	-0.282506	0.7776
McFadden R-squared	0.014827	Mean dependent var		0.434211
S.D. dependent var	0.498946	S.E. of regression		0.507734
Akaike info criterion	1.480213	Sum squared resid		18.30338
Schwarz criterion	1.633550	Log likelihood		-51.24808
Hannan-Quinn criter.	1.541494	Restr. log likelihood		-52.01938
LR statistic	1.542605	Avg. log likelihood		-0.674317
Prob(LR statistic)	0.819069			
Obs with Dep=0	43	Total obs		76
Obs with Dep=1	33			

Vedlegg 7 – Utskrift regresjonsanalyser – stemmer per mandat

1 Partimodell 1

1.1 Random effects

Dependent Variable: LOG(FUPERINNB)
 Method: Panel EGLS (Cross-section random effects)
 Date: 04/30/09 Time: 08:29
 Sample (adjusted): 1986 2005
 Periods included: 20
 Cross-sections included: 19
 Total panel (unbalanced) observations: 379
 Swamy and Arora estimator of component variances
 Period SUR (PCSE) standard errors & covariance (d.f. corrected)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	35.36147	12.23294	2.890677	0.0041
REPRFK(-1)	0.078260	0.068598	1.140858	0.2547
LOG(INNTEKT(-1))	-1.192680	0.765337	-1.558372	0.1200
ARBLEDIGE(-1)	-7.009277	7.523054	-0.931706	0.3521
SOSIALHJELP(-1)	16.94485	9.593684	1.766251	0.0782
UNIVERSITET(-1)	4.203693	3.815435	1.101760	0.2713
LOG(STEMMERPERMANDAT(-1))	-1.464228	0.548831	-2.667904	0.0080
VOLATILITET(-1)	0.053316	0.834019	0.063927	0.9491
KUTTPUNKTTETTHET(-1)	-1.528407	15.07414	-0.101393	0.9193

Effects Specification		S.D.	Rho
Cross-section random		1.140990	0.8444
Idiosyncratic random		0.489866	0.1556

Weighted Statistics			
R-squared	0.132750	Mean dependent var	0.767656
Adjusted R-squared	0.113999	S.D. dependent var	0.516609
S.E. of regression	0.486702	Sum squared resid	87.64511
F-statistic	7.079482	Durbin-Watson stat	0.186608
Prob(F-statistic)	0.000000		

Unweighted Statistics			
R-squared	0.103162	Mean dependent var	8.026087
Sum squared resid	422.8977	Durbin-Watson stat	0.038674

1.2 Fixed effects

Dependent Variable: LOG(FUPERINNB)
 Method: Panel Least Squares
 Date: 04/30/09 Time: 08:25
 Sample (adjusted): 1986 2005
 Periods included: 20
 Cross-sections included: 19
 Total panel (unbalanced) observations: 379
 Period SUR (PCSE) standard errors & covariance (d.f. corrected)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic
C	32.45937	25.67585	1.264198
REPRFK(-1)	0.113575	0.070564	1.609542
LOG(INNTEKT(-1))	-0.378420	2.012200	-0.188063
ARBLEDIGE(-1)	-0.187007	14.71207	-0.012711
SOSIALHJELP(-1)	-1.929859	8.350961	-0.231094
UNIVERSITET(-1)	-23.46236	18.36639	-1.277462
LOG(STEMMERPERMANDAT(-1))	-1.454985	0.663438	-2.193099
VOLATILITET(-1)	-0.313970	0.902121	-0.348035
KUTTPUNKTTETTHET(-1)	-10.68473	20.22296	-0.528346

Effects Specification		
Cross-section fixed (dummy variables)		
Period fixed (dummy variables)		
R-squared	0.836523	Mean dependent var
Adjusted R-squared	0.814432	S.D. dependent var
S.E. of regression	0.481135	Akaike info criterion
Sum squared resid	77.08633	Schwarz criterion
Log likelihood	-235.9781	Hannan-Quinn criter.
F-statistic	37.86639	Durbin-Watson stat
Prob(F-statistic)	0.000000	

2 Partimodell 2

2.1 Random effects

Dependent Variable: LOG(FUPERINNB)
 Method: Panel EGLS (Cross-section random effects)
 Date: 04/30/09 Time: 08:34
 Sample (adjusted): 1986 2005
 Periods included: 20
 Cross-sections included: 19
 Total panel (unbalanced) observations: 379
 Swamy and Arora estimator of component variances
 Period SUR (PCSE) standard errors & covariance (d.f. corrected)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	31.23437	12.10763	2.579727	0.0103
LOG(INNTEKT(-1))	-1.025986	0.708772	-1.447553	0.1486
ARBLEDIGE(-1)	-5.564687	7.060513	-0.788142	0.4311
SOSIALHJELP(-1)	17.29812	9.394340	1.841334	0.0664
UNIVERSITET(-1)	3.767049	4.077298	0.923908	0.3561
LOG(STEMMERPERMANDAT(-1))	-1.260880	0.523457	-2.408754	0.0165
VOLATILITET(-1)	0.079234	0.800981	0.098921	0.9213
KUTTPUNKTTETTHET(-1)	-1.889915	15.09508	-0.125201	0.9004
ANDELISOSVELGERE(-1)	0.424427	2.514898	0.168765	0.8661
ANDELISOSREPRFK(-1)	0.290140	0.129064	2.248030	0.0252
Effects Specification				
			S.D.	Rho
Cross-section random			1.051360	0.8258
Idiosyncratic random			0.482827	0.1742
Weighted Statistics				
R-squared	0.156756	Mean dependent var		0.820604
Adjusted R-squared	0.136189	S.D. dependent var		0.517811
S.E. of regression	0.481745	Sum squared resid		85.63687
F-statistic	7.621732	Durbin-Watson stat		0.195973
Prob(F-statistic)	0.000000			
Unweighted Statistics				
R-squared	0.080913	Mean dependent var		8.026087
Sum squared resid	433.3892	Durbin-Watson stat		0.038724

2.2 Fixed effects

Dependent Variable: LOG(FUPERINNB)
 Method: Panel Least Squares
 Date: 04/30/09 Time: 08:35
 Sample (adjusted): 1986 2005
 Periods included: 20
 Cross-sections included: 19
 Total panel (unbalanced) observations: 379
 Period SUR (PCSE) standard errors & covariance (d.f. corrected)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	25.58337	26.28803	0.973195	0.3312
LOG(INNTEKT(-1))	-0.031767	1.989214	-0.015970	0.9873
ARBLEDIGE(-1)	-0.524204	14.44350	-0.036293	0.9711
SOSIALHJELP(-1)	-0.517946	7.994397	-0.064789	0.9484
UNIVERSITET(-1)	-20.54474	18.33285	-1.120652	0.2632
LOG(STEMMERPERMANDAT(-1))	-1.236889	0.632820	-1.954566	0.0515
VOLATILITET(-1)	-0.389614	0.863469	-0.451219	0.6521
KUTTPUNKTTETTHET(-1)	-12.24961	18.93890	-0.646796	0.5182
ANDELISOSVELGERE(-1)	0.728148	3.663305	0.198768	0.8426
ANDELISOSREPRFK(-1)	0.326916	0.134050	2.438762	0.0153
Effects Specification				
Cross-section fixed (dummy variables)				
Period fixed (dummy variables)				
R-squared	0.841437	Mean dependent var		8.026087
Adjusted R-squared	0.819468	S.D. dependent var		1.116901
S.E. of regression	0.474561	Akaike info criterion		1.462766
Sum squared resid	74.76908	Schwarz criterion		1.951062
Log likelihood	-230.1942	Hannan-Quinn criter.		1.656544
F-statistic	38.30025	Durbin-Watson stat		0.186439
Prob(F-statistic)	0.000000			

Vedlegg 8 Utskrift regresjonsanalyser – minste vinnende koalisjon

1 Distriktsmodell – Minste vinnende koalisjon (MVK)

1.1 Random effects

Dependent Variable: LOG(FUPERINNB)
 Method: Panel EGLS (Cross-section random effects)
 Date: 04/30/09 Time: 10:44
 Sample (adjusted): 1986 2005
 Periods included: 20
 Cross-sections included: 19
 Total panel (unbalanced) observations: 379
 Swamy and Arora estimator of component variances
 Period SUR (PCSE) standard errors & covariance (d.f. corrected)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	13.75701	7.170834	1.918467	0.0558
SKATTEPRIS(-1)	-3.069245	7.826662	-0.392152	0.6952
REPRFK(-1)	0.074503	0.069992	1.064440	0.2878
LOG(INNTEKT(-1))	-0.574988	0.607350	-0.946716	0.3444
ARBLEDIGE(-1)	-3.707063	7.843166	-0.472649	0.6367
SOSIALHJELP(-1)	17.37171	9.894579	1.755680	0.0800
UNIVERSITET(-1)	4.708650	3.333823	1.412388	0.1587
MVK(-1)	-0.196350	0.833416	-0.235596	0.8139

Effects Specification			
	S.D.	Rho	
Cross-section random	1.123847	0.8357	
Idiosyncratic random	0.498370	0.1643	

Weighted Statistics			
R-squared	0.102375	Mean dependent var	0.792670
Adjusted R-squared	0.085439	S.D. dependent var	0.517167
S.E. of regression	0.495046	Sum squared resid	90.92124
F-statistic	6.044703	Durbin-Watson stat	0.163508
Prob(F-statistic)	0.000001		

Unweighted Statistics			
R-squared	0.125967	Mean dependent var	8.026087
Sum squared resid	412.1443	Durbin-Watson stat	0.036071

1.2 Fixed effects

Dependent Variable: LOG(FUPERINNB)
 Method: Panel Least Squares
 Date: 04/30/09 Time: 10:47
 Sample (adjusted): 1986 2005
 Periods included: 20
 Cross-sections included: 19
 Total panel (unbalanced) observations: 379
 Period SUR (PCSE) standard errors & covariance (d.f. corrected)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	1.380126	39.61611	0.034837	0.9722
SKATTEPRIS(-1)	-10.05576	25.80983	-0.389610	0.6971
REPRFK(-1)	0.106205	0.073121	1.452455	0.1473
LOG(INNTEKT(-1))	0.983303	3.402025	0.289035	0.7727
ARBLEDIGE(-1)	0.959330	16.12066	0.059509	0.9526
SOSIALHJELP(-1)	-2.674315	8.953455	-0.298691	0.7654
UNIVERSITET(-1)	-26.23887	18.00631	-1.457204	0.1460
MVK(-1)	-0.375254	0.955741	-0.392631	0.6948

Effects Specification			
Cross-section fixed (dummy variables)			
Period fixed (dummy variables)			

R-squared	0.832361	Mean dependent var	8.026087
Adjusted R-squared	0.810277	S.D. dependent var	1.116901
S.E. of regression	0.486491	Akaike info criterion	1.507877
Sum squared resid	79.04911	Schwarz criterion	1.975395
Log likelihood	-240.7427	Hannan-Quinn criter.	1.693409
F-statistic	37.69033	Durbin-Watson stat	0.147790
Prob(F-statistic)	0.000000		

Vedlegg 9 Utskrift regresjonsanalyser – mobiliseringspotensialet for ikke-sosialistiske velgere

1 Random effects

Dependent Variable: LOG(FUPERINNB)
 Method: Panel EGLS (Cross-section random effects)
 Date: 04/30/09 Time: 17:58
 Sample (adjusted): 1986 2005
 Periods included: 20
 Cross-sections included: 19
 Total panel (unbalanced) observations: 379
 Swamy and Arora estimator of component variances
 Period SUR (PCSE) standard errors & covariance (d.f. corrected)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	33.33776	11.49402	2.900443	0.0039
LOG(INNTEKT(-1))	-0.680539	0.914928	-0.743818	0.4575
ARBLEDIGE(-1)	-6.891985	6.927857	-0.994822	0.3205
SOSIALHJELP(-1)	18.32248	9.174661	1.997075	0.0466
UNIVERSITET(-1)	5.328207	3.455548	1.541928	0.1239
LOG(VELGEREPERMANDAT(-1))	-1.874840	0.754598	-2.484554	0.0134
VOLATILITET(-1)	0.299199	0.804072	0.372104	0.7100
KUTTPUNKTTETTHET(-1)	-1.595277	14.83945	-0.107502	0.9144
ISOSPOTENSIAL(-1)	0.050097	3.300220	0.015180	0.9879
ANDELISOSREPRFK(-1)	0.300834	0.131424	2.289044	0.0226

Effects Specification		S.D.	Rho
Cross-section random		1.070117	0.8314
Idiosyncratic random		0.481955	0.1686

Weighted Statistics			
R-squared	0.160410	Mean dependent var	0.804926
Adjusted R-squared	0.139933	S.D. dependent var	0.517447
S.E. of regression	0.480344	Sum squared resid	85.13963
F-statistic	7.833388	Durbin-Watson stat	0.198095
Prob(F-statistic)	0.000000		

Unweighted Statistics			
R-squared	0.085988	Mean dependent var	8.026087
Sum squared resid	430.9962	Durbin-Watson stat	0.039132

2 Fixed effects

Dependent Variable: LOG(FUPERINNB)
 Method: Panel Least Squares
 Date: 04/30/09 Time: 17:59
 Sample (adjusted): 1986 2005
 Periods included: 20
 Cross-sections included: 19
 Total panel (unbalanced) observations: 379
 Period SUR (PCSE) standard errors & covariance (d.f. corrected)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	36.54879	24.23237	1.508263	0.1324
LOG(INNTEKT(-1))	-0.174195	1.893653	-0.091989	0.9268
ARBLEDIGE(-1)	-6.542215	14.64180	-0.446818	0.6553
SOSIALHJELP(-1)	-3.836174	8.218292	-0.466785	0.6410
UNIVERSITET(-1)	-23.75406	17.97637	-1.321405	0.1873
LOG(VELGEREPERMANDAT(-1))	-2.010994	0.847560	-2.372687	0.0182
VOLATILITET(-1)	0.148774	0.837838	0.177569	0.8592
KUTTPUNKTTETTHET(-1)	-9.843583	19.48257	-0.505251	0.6137
ISOSPOTENSIAL(-1)	-5.078379	7.411524	-0.685200	0.4937
ANDELISOSREPRFK(-1)	0.339352	0.136311	2.489538	0.0133

Effects Specification			
Cross-section fixed (dummy variables)			
Period fixed (dummy variables)			

R-squared	0.844590	Mean dependent var	8.026087
Adjusted R-squared	0.823057	S.D. dependent var	1.116901
S.E. of regression	0.469819	Akaike info criterion	1.442683
Sum squared resid	73.28245	Schwarz criterion	1.930979
Log likelihood	-226.3884	Hannan-Quinn criter.	1.636461
F-statistic	39.22363	Durbin-Watson stat	0.204578
Prob(F-statistic)	0.000000		

Vedlegg 10 Beregning av kuttpunkttetthet

Kuttpunkttettheten beregnes ved hjelp av gjennomsnitt og standardavvik for høyre- venstre selvplasseringsindeks for ideologi som et mål på ideologisk heterogenitet, samt andelen sosialistiske velgere. Beregningen forutsetter normalfordelt velgerposisjon, og beregnes på følgende måte, hvor formlene i Excel er angitt:

	<u>Eksempel</u>
Standardavvik på høyre/venstre selvplasseringsindeks som mål på ideologisk heterogenitet	5
Gjennomsnitt for høyre/venstre selvplasseringsindeks som mål på ideologisk heterogenitet	2
Andel sosialister	0,5
Standardisert X = NORMSINV(Andel sosialister)	-1,39E-16
X = Gjennomsnitt + Standardavvik * Standardisert X	<u>2</u>
Kuttpunkttetthet = NORMALFORDELING(X;Gjennomsnitt;Standardavvik;Usann)	<u>0,079788</u>

Vedlegg 11 Korrelasjonsmatrise

	ANDELIS OSIALIST	ANDELIS OSREPRF K	ANDELISO SREPRFK	ARBLEDI GE	FRAFLYTT ING	FUPERIN NB	INNTEKT	ISOSPOT ENSIAL	KOMITEL EDER	KUTTPU NKTTETT HET	MVK	REPRFK	SIVILTKO NSUM	SKATTEP RIS	SOSIALHJ ELP	SVINGVE LGERE	UNIVERSI TET	VELGERE PERMAN DAT	
ANDELISOSIALIST	1,00																		
ANDELISOSREPRFK	0,11	1,00																	
ANDELISO SREPRFK	-0,06	-0,22	1,00																
ARBLEDIGE	-0,23	0,01	0,00	1,00															
FRAFLYTTING	-0,32	-0,02	0,02	0,10	1,00														
FUPERINNB	-0,37	-0,04	0,13	0,20	0,18	1,00													
INNTEKT	0,39	-0,04	-0,01	-0,16	-0,24	-0,04	1,00												
ISOSPOTENSIAL	0,38	0,00	-0,06	0,09	-0,06	0,05	0,41	1,00											
KOMITELEDER	0,02	0,16	0,19	0,07	-0,06	0,00	0,17	0,00	1,00										
KUTTPUNKTTETTHET	-0,27	0,19	-0,07	0,10	0,26	0,19	-0,30	-0,13	-0,07	1,00									
MVK	-0,25	0,08	0,02	0,15	0,32	0,08	-0,56	0,09	-0,24	0,30	1,00								
REPRFK	0,07	0,61	0,46	0,01	-0,06	0,15	-0,03	-0,03	0,34	0,07	0,04	1,00							
SIVILTKONSUM	-0,02	-0,07	0,00	0,18	0,07	0,22	0,49	0,61	0,09	0,00	-0,05	-0,08	1,00						
SKATTEPRIS	0,31	-0,02	0,07	-0,14	-0,29	-0,06	0,79	-0,02	0,28	-0,35	-0,77	0,06	0,21	1,00					
SOSIALHJELP	-0,30	-0,08	-0,01	0,62	0,04	0,22	-0,04	-0,12	0,02	-0,20	0,02	-0,06	0,20	0,13	1,00				
SVINGVELGERE	0,04	-0,19	0,09	-0,01	-0,22	-0,06	0,26	-0,03	0,03	-0,83	-0,36	-0,06	0,06	0,40	0,35	1,00			
UNIVERSITET	0,34	-0,05	0,04	-0,05	-0,25	0,04	0,84	0,53	0,17	-0,31	-0,51	0,01	0,70	0,67	0,02	0,35	1,00		
VELGEREPERMANDAT	0,41	-0,06	0,00	-0,27	-0,43	-0,24	0,44	-0,02	0,07	-0,41	-0,55	0,00	-0,12	0,55	-0,07	0,39	0,41	1,00	
VOLATILITET	-0,03	0,00	-0,06	0,49	0,06	0,21	0,06	0,50	0,05	-0,03	0,22	-0,02	0,43	-0,15	0,23	-0,04	0,25	-0,14	1,00