

# Forsvaret 1986–2005

*Hvorfor partiene favoriserer de overrepresenterte valgdistriktene*

LEIF HELLAND  
leif.helland@bi.no

RUNE J. SØRENSEN  
rune.sorensen@bi.no

ÅGE THORKILDSEN  
athorkildsen@mil.no

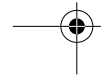
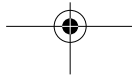
DEFENCE SPENDING: OVERREPRESENTED ELECTION DISTRICTS RECEIVE HIGHER LEVELS OF DEFENCE APPROPRIATIONS

Owing to ancient legal provisions in the Norwegian Constitution, the number of votes per seat varies considerably between election districts. When political parties maximize the number of representatives in the national assembly, incumbent parties are expected to allocate more public resources to election

districts that have relatively few votes per seat. We use defence outlays for all 19 Norwegian election districts in the period 1986–2005 to test this hypothesis. Fixed effects regressions document that the number of votes per seat has an expected negative impact on military spending in each of the election districts. The impact of geographical malappropriation corroborates previous studies of Norwegian politics as well as analysis of the U.S. Congress.

*Keywords:*

- defence spending
- distributive politics
- election system



[ HELLAND, SØRENSEN OG THORKILDSEN ]

I Norge varierer antallet stemmeberettigede bak et stortingsmandat ganske betydelig mellom fylkene. Valgordningen er begrunnet i at utkantfylker skal kompenseres for avstand til maktens sentrum. Med avstand forstår man i denne sammenheng geografisk avstand, og med maktens sentrum forstås hovedstaden (Andenæs 1984: 123; Valen 1985: 48–49; NOU 2001:03, s. 103).

Det er ingen sterk sammenheng mellom geografisk avstand til hovedstaden og mandatovervekt i forhold til stemmeberettigede. Et eksempel er at Hedmarks administrative senter Hamar ligger 124 kilometer fra Oslo. Hedmark har 5,5 mandater per 100 000 stemmeberettigede i fylket. Dette kan sammenliknes med Nordland, der det administrative senteret Bodø ligger 1216 kilometer fra hovedstaden. Nordland med 5,6 mandater per 100 000 stemmeberettigede får (nesten) ikke kompensert for at administrasjonssenteret ligger 10 ganger så langt fra hovedstaden som Hedmarks.<sup>1</sup> Listen av eksempler kan gjøres lang.

Den geografiske skjevrepresentasjonen i valgsystemet vårt er en historisk reminisens. 1814-grunnlovens § 57 slo fast at byene skulle ha en tredel av mandatene og landdistriktene to tredeler. Landdistrikter og byer dannet egne valgdistrikter. Ordningen ga byene overrepresentasjon i Stortinget. Tiltakende urbanisering i etterfølgende tiår ledet imidlertid til en bedre representasjon av landdistriktene relativt til byene. Fra 1859 ble hvert valgdistrikt og det tilhørende antall representanter skrevet inn i Grunnloven. Hylland (2001: 6) viser at hovedstaden har hatt færre representanter enn folketallet skulle tilsi allerede fra 1830-tallet, mens perifere strøk ble systematisk overrepresentert tidlig på 1900-tallet.

Ved overgangen til forholdstallsvalg i 1921 var det et bevisst valg å overrepresentere utkantene ut fra argumentet om kompensasjon for avstand til makten (Valgkommisjonen av 1917, jfr. Narud & Valen 2007: 57). Den opprinnelige skjevdelingen i favør av distriktene ble med dette opprettholdt.

Ved endringen av valgloven i 1952 ble skillet mellom landdistrikter og byer opphevet, og det nåværende sammenfallet mellom fylker

*I arbeidet med artikkelen har vi hatt nytte av kommentarer fra tidsskriftets to fagkonsulenter. Redaksjonen ved Jo Saglie har dessuten bidratt med meget gode tilleggskommentarer som har forbedret artikkelen betydelig. Som alltid er forfatterne selv ansvarlige for mangler og svakheter i artikkelen.*



og valgdistrikter ble grunnlovsfestet. Den såkalte «bondeparagrafen» ble opphevet, og antall fylkesmandater ble skrevet direkte inn i Grunnloven. Overrepresentasjonen fra det gamle systemet ble imidlertid videreført. Skjevfordelingen av mandater mellom fylkene er delvis en konsekvens av overrepresentasjonen av perifere strøk, og delvis en konsekvens av befolkningsutviklingen og de justeringer som er gjort i fylkenes mandattall.<sup>2</sup>

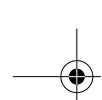
Fra og med stortingsvalget i 1989 ble det benyttet en ordning med åtte utjevningsmandater. Disse mandatene tilfalt fylker med relativt høyt folketall. Formålet med denne ordningen var å sikre en mer proporsjonal representasjon av de politiske partiene på Stortinget (NOU 2001:03, kap. 6.9).

Dagens valglov fra 2003 fastsetter antall mandater (169) på grunnlag av fylkets areal og folketallet i fylket. Arealfaktoren fører til at det er et betydelig innslag av geografisk over- og underrepresentasjon i dagens valgordning.<sup>3</sup> Å gjenskape skjevhetene fra den eksisterende valgordningen var et eksplisitt valg (NOU 2001:03, s. 83 og 90–91). Resultatet er at andel fylkesmandater grovt sett fordeler seg som forut for valgreforamen.

Skjevhetene i fylkesfordelingen av mandater kan vanskelig sies å kompensere for «avstand til makten»; hvis dette var målet ville fordelingen sett vesentlig annerledes ut. Etter vår oppfatning representerer systemet en historisk overlevering, og det opprettholdes antakeligvis av den enkle grunn at det ikke lar seg gjøre å mobilisere det nødvendige to tredels stortingsflertall for å endre systemet slik at hver stemme teller likt, uavhengig av borgernes bosted.<sup>4</sup>

Ut fra prinsippet om «en mann, en stemme» er det vanskelig å unngå den konklusjon at nåværende skjevfordeling av fylkesmandater (isolert sett) utgjør et udemokratisk innslag i vårt valgsystem.<sup>5</sup> Denne kritikken blir ikke mindre gyldig av at nåværende system er vanskelig å endre.

Skillet mellom bakgrunnsrepresentativitet og vedtaksrepresentativitet er nyttig (Cox 1997: 226–27). Europeisk statsvitenskap – norsk valgforskning inkludert – har i overveiende grad fokusert på bakgrunnsrepresentativitet. Med bakgrunnsrepresentativitet menes at nasjonalforsamlingen er forholdsmessig sammensatt av representanter med bakgrunnskjennetegn som i befolkningen for øvrig. Slike bak-



[ HELLAND, SØRENSEN OG THORKILDSEN ]

grunnskjennetegn kan for eksempel være alder, kjønn, bosted, yrkesbakgrunn og eventuelt partipreferanse. Vi har så langt påpekt at vårt valgsystem produserer lav bakgrunnsrepresentativitet hva gjelder bosted.

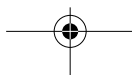
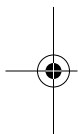
Vi er opptatt av vedtaksrepresentativitet. Til syvende og sist treffer Stortinget (i likhet med andre flertallsforsamlinger) vedtak som gjelder hele befolkningen. Det sentrale spørsmålet er om de vedtak som fattes (på bekostning av andre mulige vedtak) er representative for befolkningens preferanser, uavhengig av bakgrunnskjennetegnene til representantene som inngår i flertallet bak vedtakene. I vår sammenheng gir skjevfordeling av fylkesmandater kanskje ikke så stor grunn til bekymring dersom dette ikke fører til systematisk forfordeling av svakt representerte fylker.<sup>6</sup>

Det foreligger imidlertid både teoretiske og empiriske grunner til å tro at geografisk skjevrepresentasjon vil vri forsamlingens vedtak systematisk i saker som gjelder fordeling av goder og byrder på valgdistrikter. I artikkelen undersøker vi om slike effekter har gjort seg gjeldende i Stortingets beslutninger om den geografiske fordelingen av forsvarsutgifter i perioden 1986–2005.

Artikkelen har følgende oppbygging: I neste avsnitt skisserer vi de viktigste teoretiske grunnene til at geografisk representasjon kan forventes å ha fordelingseffekter. Deretter gjennomgår vi empiriske bidrag som har pekt på fordelingseffekter av geografisk representasjon. Vi presenterer så deskriptiv statistikk for analysene, herunder den fylkesvise fordelingen av forsvarsutgiftene. Det etterfølgende avsnittet analyserer budsjettallokeringene. Avsnitt seks oppsummerer og konkluderer artikkelen.

**VIRKNINGER AV GEOGRAFISK REPRESENTASJON: MODELLER**  
Det finnes to typer modeller for å studere geografisk fordelingspolitikk: distriktsmodeller og partimodeller.

I distriktsmodeller forutsettes at valgdistriktene er enhetlige politiske aktører, og at distriktsrepresentantene har en makt i nasjonalforsamlingen ut over det deres numeriske styrke alene skulle tilsi. Den første forutsetningen begrunnes gjerne med henvisning til at mange prosjekter gir gevinster som er konsentrert til befolkningen i ett enkelt valgdistrikt, mens skattekostnadene fordeles på befolkning-



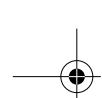


[ FORSVARET 1986–2005 ]

gen i hele landet. Jo lavere distriktets skatteandel er, alt annet likt, desto lavere skattepris står distriktet overfor, og jo høyere etterspørsel har distriktets representanter etter slike nasjonalt finansierte prosjekter. Klassiske eksempler er infrastruktur og militære baser. Etterspørselen etter lokale prosjekter forsterkes gjennom politisk «omdannelse» av prosjektkostnader til lokale nyttevirksomheter (Weingast, Shepsle & Johnson 1981; Aranson & Ordeshook 1978). Gjennomføringen av prosjekter krever kapital, materiell og arbeidskraft. Dette representerer prosjektets kostnader. I prosjekter med lokalt nedslagsfelt tilfaller ofte kontraktene lokale foretak, og lokal arbeidskraft ansettes gjerne på prosjektet. Dette er lokale nyttevirksomheter (ikke kostnader) sett fra distriktets ståsted, og er særlig relevante for forsvarssektoren.<sup>7</sup> For eksempel: Selv om basen for kampfly er lokalisert til ett valgdistrikt, bidrar flyene til forsvarsevne over hele landet. Men nyttevirksomhetene knyttet til arbeidsplasser kommer først og fremst i det distriktet hvor basen er lokalisert.

At valgdistrikter kan ha insitamenter til å opptre enhetlig i bestemte sammenhenger, er ikke overraskende. Det som er mer overraskende er påstanden om at det enkelte distrikt også får gjennomslag for sine prosjekter. Hvert distrikt oppnår tilslutning til prosjektforslag som er større enn hva som er samfunnsøkonomisk fornuftig. Dette skjer til tross for at distriktene hver for seg kontrollerer et lite antall representanter til nasjonalforsamlingen, og langt færre enn hva som skal til for å få et nødvendig flertall.<sup>8</sup>

Ulike mekanismer har blitt lansert for å underbygge påstanden om valgdistrikters politiske makt i nasjonalforsamlingen. Felles for mekanismene er at de bygger på en form for «byttmakt». Representantene fra hvert enkelt distrikt stemmer for prosjektforslag fra andre distrikter, og får til gjengjeld støtte for egne forslag. Denne hestehandelen betegnes i litteraturen som «universalisme». Påstanden om at slike (implisitte) avtaler kan inngås og vedlikeholdes er teoretisk utfordrende. Avtalene må være troverdige, det vil si at det er i partenes interesse å etterleve dem.<sup>9</sup> Det vanligste argumentet fremholder at komitéstrukturen kan innrettes slik at distriktsrepresentantene (gjennom selvseleksjon) tillates å besette komiteer som har eksklusiv eiendomsrettighet (i form av dagsordenmakt) på sine respektive politikkområder. Dette kan (under ganske restriktive



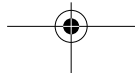
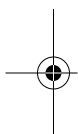
[ HELLAND, SØRENSEN OG THORKILDSEN ]

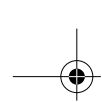
betingelser) stabilisere byttemaktarrangementet over tid (Shepsle 1979, 1986; Baron 1991, 1995). Det er teoretiske og empiriske problemer med slike argumenter.<sup>10</sup> I denne artikkelen er vi særlig opptatt av at universalisme eller «byttemakt» ikke levner landsdekkende og kompetitive partier noen rolle. Det er distriktsrepresentantenes ønsker om prosjekter til hjemdistriktet som avgjør utformingen av budsjettpolitikken. Ifølge denne distriktsmodellen skal ikke over- og underrepresentasjon av valgdistrikter ha betydning for den geografiske fordelingen av nasjonalt finansierte prosjekter.

I de empiriske analysene i denne artikkelen formulerer vi ulike versjoner av distriktsmodellen. Vi tester om valgdistrikter som betaler en lav andel av skattekostnadene oppnår høyere bevilgninger enn andre distrikter, og om distrikter som er godt representert i den relevante fagkomiteen (Forsvarskomiteen) får større «prosjekter» enn andre.

I partimodeller gis landsdekkende partier en sentral rolle. Partiene antas å være sentraliserte organisasjoner som kan disiplinere representantene fra de enkelte valgdistrikter (Dixit & Londregan 1996; Lindbeck & Weibull 1987). Slike modeller har som utgangspunkt at konkurransen om velgernes gunst foregår i det enkelte distrikt mellom to enhetlige partier eller partiblokker. I modellen antas velgerne å ha preferanser over prosjektmidler til eget distrikt, samt over en dimensjon som ikke kan påvirkes av partiene (i alle fall på kort sikt). Det vanlige er å tolke denne siste dimensjonen som «ideologi» (for eksempel som fordelingen av velgere langs en klassisk høyre–venstre-akse).

Partimodellen leder til tre hypoteser. For det første vil partiene favorisere valgdistrikter der velgerskaren er sentrumsorientert og ideologisk homogen. I slike distrikter vil et parti som foreslår en forholdsvis liten økning i tildelte budsjettmidler overbevise mange velgere om at de bør forlate sitt gamle parti til fordel for konkurrenten. I ideologisk polariserte distrikter vil økte bevilgninger «svinge» færre velgere over til eget parti. I den formelle modellen er velgerfordelingen kjennetegnet ved en lav «kuttpunkttetthet».<sup>11</sup> For det andre har velgerne ulik vektlegging av partiets ideologi og materielle politikk. I distrikter der velgerne anser partiets ideologi for viktig, er det kostbart (målt i offentlige bevilgninger) å overbevise folk om at de bør skifte parti. Distrikter med en høy andel ideologisk likegyl-





[ FORSVARET 1986–2005 ]

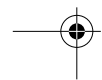
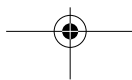
dige velgere («grådige velgere») er attraktive for politiske partier, og disse vil motta de høyeste bevilgningene. For det tredje kan partimodellen formuleres slik at partiene først og fremst jakter på mandater i nasjonalforsamlingen (Helland og Sørensen 2009). Velgeroppslutning er bare relevant i den grad den bidrar til flere representanter. Gjennom nasjonalt finansierte prosjekter kan et parti kjøpe mandater billigere i distrikter der det er få velgere per mandat enn der det er mange velgere per mandat. Ifølge partimodellen vil vi forvente at konkurrerende partier tilbyr større forsvarsbevilgninger til fylker der det er få stemmeberettigede per stortingsmandat. I perioden 1989–2005 var valgordningen basert på 157 ordinære mandater og åtte utjevningsmandater. Utjevningsmandater betyr at antallet stemmer som er avlagt i ett fylke kan gi et parti mandater i et annet fylke. Dette skaper et element av uforutsigbarhet for mandatmaksimerende partier: investeringer i ett fylke for å kapre «billige» stemmer i det fylket kan gi mandat et helt annet sted. Dette kan tenkes å svekke innslaget av taktiske investeringer. Usikkerhetsmomentet er imidlertid lite fordi knapt fem prosent av mandatene var utjevningsmandater.

Resonnementene gir intuisjonen bak mekanismene i partimodellen. Gjennom en mer presis formulering kan en vise at likevektsløsningen innebærer at de to konkurrerende partiene tilbyr den samme allokering på valgdistriktene – men altså høyere bevilgninger per stemmeberettiget til ideologisk homogene distrikter med «grådige velgere» som har få stemmeberettigede per mandat.

#### VIRKNINGER AV GEOGRAFISK SKJEVREPRESENTASJON: EMPIRISKE UNDERSØKELSER

Den empiriske litteraturen om fordelingspolitikk er omfattende. Vi gjennomgår forskning som utnytter distriktsmodellen eller partimodellen.

**DISTRIKTSMODELLEN.** I distriktsmodellen står skattepriser (= distriktets andel av samlet skatteinndragning) i sentrum. En rekke studier finner signifikante skattepriseeffekter. Estimaten gir en priselastisitet med hensyn på prosjektterspørsel i området  $-0.5$  til  $-1.8$  (Inman & Fitts 1990; Del Rossi & Inman 1999; Del Rossi 1995). Estimaten





[ HELLAND, SØRENSEN OG THORKILDSEN ]

indikerer at det oppstår et fellesgodeproblem når prosjekter med konsentrerte geografiske nyttevirkninger finansieres sentralt. Borge og Rattsø (1997, 2002) og Helland og Sørensen (2009) dokumenterer sammenlignbare estimater på norske data.

Ulike institusjonelle faktorer som kan dempe distriktsetterspørse- len er identifisert. Dette gjelder (historisk) sterke presidenter i USA (Inman & Fitts 1990; Del Rossi 1995), og (parlamentarisk) sterke regjeringer i Norge (Kalseth & Rattsø 1997; Borge & Rattsø 1997, 2002).

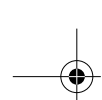
Rundquist, Lee og Rhee (1996) undersøker tildeling av forsvars- kontrakter til delstater i USA over perioden 1965–1983. Delstatens ideologiske orientering har liten betydning for kontrakttilde- ling, mens industriell kapasitet og størrelsen på tidligere kontrakt- tildelinger til delstaten påvirker fordelingen. Uttalt fordelingspoli- tikk forklarer mindre. Kalseth og Rattsø (1997) analyserer norske data, og finner at politisk styrke begrenser skattepriseffekten mer effektivt enn ideologi (regjeringens partipolitiske farge) med hensyn til finansiering av lokal administrasjon. Borge og Rattsø (1997, 2002) dokumenterer tilsvarende funn for inntektsoverføringer til kommunene.

Carsey og Rundquist (1999) analyserer utgifter til militære kjøp, og sammenligner komité-sentrert med partisentrert fordelingsteori. Hovedfunnet er at bare dersom delstaten har medlemmer fra majori- tetspartiet i forsvarskomiteene (i henholdsvis Representantenes hus og Senatet), påvirkes kontrakttilde- lingen.

Ferejohn (1974) studerer hærens utbygging av vannressurser i USA i perioden 1947–1968. Resultatene understøtter hypotesen om at komiteene i stor grad påvirker fordelingen av prosjekter. Også Del Rossi (1995) analyserer utbygging av vannressurser i USA. Hun fin- ner at majoritetspartiet kontrollerte utgiftsnivået fra 1865 til 1920, mens de folkevalgte handlet etter en norm om begrenset universa- lisme i perioden 1921–1988.<sup>12</sup>

PARTIMODELLEN. Levitt og Snyder (1995) undersøker sammenhen- gen mellom partipolitisk makt og fordelingen av offentlige utgifter i USA fra 1984 til 1990. Hovedfunnene er to: For det første at parti- politisk makt spiller en signifikant rolle der tiltak kan målrettes mot





ulike velgersegmenter. Derneft at målretting mot spesifikke distrikter er vanskelig.

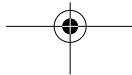
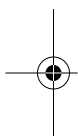
Wright (1974) analyserer allokeringen av krisehjelp til statene i USA i perioden 1932–1940 (New Deal-programmene). Han finner at forskjeller i offentlige utgifter per innbygger mellom statene i stor grad kan forklares ved maksimering av forventede stemmer i valg, ikke av objektive kriterier for «nød».<sup>13</sup>

Dahlberg og Johansson (2002) undersøker sammenhengene mellom tildeling av en form for skjønnsmidler (et midlertidig program for en økologisk bærekraftig utvikling) til svenske kommuner fra 1998 til 2001. To konkurrerende typer av partimodeller testes. Den ene er svingvelgermodellen omtrent slik vi har presentert den foran (Lindbeck & Weibull 1987, 1993; Dixit & Londregan 1996). Den alternative modellen (Cox & McCubbins 1986) bygger på at regjeringer er risikoaverse og derfor investerer i distrikter hvor man allerede har sterk støtte. Forfatterne finner mest støtte til svingvelgermodellen.

Johansson (2003) tester partimodellen på overføringer til svenske kommuner i perioden 1981–1995. Analysene viser at antall svingvelgere på det ideologiske kuttunktet har positiv og signifikant effekt på overføringene, men at ulike velferdsaspekter også virker bestemmende.

Ansolabehere, Gerber og Snyder (2002) undersøker om antall velgere per mandat påvirker fordeling av delstatsmidler på fylker (counties) i USA over perioden 1957–1982. Data er gruppert som gjennomsnitt over femårs intervaller. Det fokuseres på data fra de to første og de to siste intervallene. Hensikten er å undersøke resultatet av høyesterettsavgjørelsen i 1964, som drev igjennom lik representasjon i delstatsforsamlingene i forhold til antall innbyggere i valgkretsene (US Supreme Court, *Reynolds v. Sims*). Hovedresultatet er at fylker som mistet representanter over tid mottok mindre overføringer per person. Årlig ble omtrent syv milliarder dollar overført fra tidligere overrepresenterte til tidligere underrepresenterte fylker. Studien gir klart belegg for at geografisk skjevrepresentasjon svekker vedtaksrepresentativiteten.

Forskjeller i overføringer som følge av geografisk skjevrepresentasjon demonstreres også i Sørensen (2003) for statlige overføringer til norske fylker. Helland (2008) viser at effekten av kommunal lobbying



[ HELLAND, SØRENSEN OG THORKILDSEN ]

for å kapre kommunale skjønnsmidler er mer effektiv for kommuner fra overrepresenterte fylker. Helland og Sørensen (2009) finner, alt annet likt, at fylker med få velgere per mandat får flere veikroner per hode. I tillegg støttes andre deler av partimodellen (mer per hode i distrikter med høy kuttpunkttetthet og lav partiloyalitet). Resultatene indikerer at partiene på nasjonalt nivå opptrer koordinert, og fordeler ressurser over valgdistriktene for å vinne representanter ved stortingsvalg. Kontrollert for partimodellens variable, svekkes skattepriseffekten betydelig.

Helland (2000) undersøker stortingskomiteene. Analysen viser at plenum rutinemessig overprøver flertallforslag fra komiteene, men at sannsynligheten for overprøving er signifikant lavere når komitéflertallet har flertall i plenum. Data gir ingen støtte for hypotesen om selvseleksjon til komiteene (i tråd med moderne komitémodeller). Materialet støtter ikke tanken om en segmentert stat, der særinteresene er institusjonalisert i komitésystemet. Organiseringen i Stortinget ser i utpreget grad ut til å sikre flertallsviljen ved at det formelle overordningsforholdet mellom flertall og komité også er en realitet. Konfliktlinjene følger partigrensene, ikke komitégrensene.

En oppsummering av den empiriske litteraturen følger i tabellen under.

TABELL 1. *Oversikt over empirisk litteratur*

	Ikke forsvarsrelatert	Forsvarsrelatert
<b>Distriktsmodell</b>	Helland og Sørensen (2009) Borge og Rattsø (1997, 2002) Kalseth og Rattsø (1997) Inman og Fitts (1990) Del Rossi og Inman (1999)	Rundquist, Lee og Rhee (1996) Carsey og Rundquist (1999) Ferejohn (1974) Del Rossi (1995)
<b>Partimodell</b>	Levitt og Snyder (1995) Wright (1974) Dahlberg og Johansson (2002) Johansson (2003) Ansolabehere, Gerber og Snyder (2002) Sørensen (2003) Helland (2008) Helland og Sørensen (2009) Helland (2000)	



[ FORSVARET 1986–2005 ]

## BASELOKALISERING OG GEOGRAFISK

## SKJEVREPRESENTASJON: DESKRIPTIV STATISTIKK

Analysen er basert på registerdata om forsvarsutgifter per innbygger, antall velgere per distriktsmandat og fylkets representasjon i Forsvarskomiteen. Under den kalde krigen var Forsvaret et mobiliseringsforsvar som var innrettet mot oppholdende strid overfor et mulig angrep fra Sovjetunionen. Den strategiske forståelsen la sterke bindinger på den geografiske plasseringen av anlegg og militære styrker. Tyngden av Forsvaret var lokalisert i nord, og målet var «å holde ut» i påvente av forsterkninger fra allierte i NATO. Etter 1990 er mobiliseringsforsvaret blitt avløst av et mindre, mer profesjonalisert og mer kapitalintensivt forsvar. Under omstillingen av Forsvaret har Stortinget hatt betydelig handlefrihet i lokaliseringen av baser og treningsområder. Lokaliseringen av militære baser foregår likevel innenfor skranker gitt ved Norges strategiske situasjon. I de etterfølgende analysene tas det hensyn til dette ved at modellene våre også testes uten Nord-Norge inne.

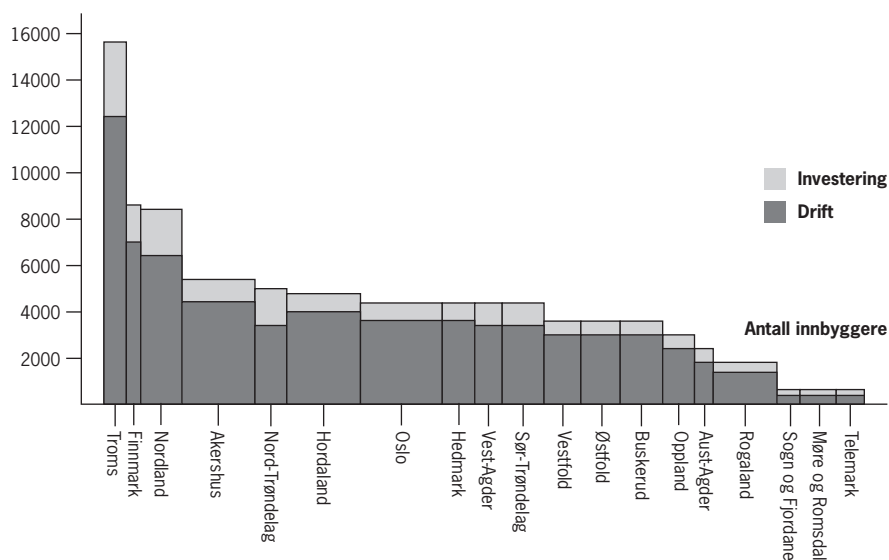
Data om forsvarsutgifter er innhentet fra Statistisk sentralbyrå (SSB), og omfatter bruttoproduktet (sum lønnskostnader, netto produksjonsskatter og kapitalslit) i forsvarssektoren. Tallmaterialet for årene 1986–1995 samt data om investeringene i forsvarssektoren (bruttoinvestering i fast realkapital) er innhentet via forespørsel til SSB. Forsvarsutgifter per innbygger er omregnet til faste 2005-priser ved bruk av prisindeksen for offentlig konsum. Thorkildsen (2009) gir nærmere detaljer om datamaterialet.

I figur 1 presenteres gjennomsnittlige forsvarsutgifter per innbygger fordelt på fylkene. Merk at kolonnebredden angir antall innbyggere slik at stolpearealene viser samlede forsvarsutgifter i fylket.

Figuren viser at de tre nordligste fylkene har den største andelen forsvarsutgifter per innbygger, med Troms øverst med 15 600 kroner per år. Finnmark og Nordland følger deretter med henholdsvis 8700 og 8600 kroner per innbygger. Lavest forsvarsutgifter per innbygger har Sogn og Fjordane, Møre og Romsdal og Telemark med mellom 500 og 700 kroner per år. Ser vi på utviklingen over tid, finner vi at i startåret 1986 var gjennomsnittlig forsvarsutgift ca 4200 kroner per innbygger, og at utgiftene øker til ca 5000 i 1990 som er året med høyest beløp. Deretter synker utgiftene hvert år frem til 2004 hvor det

[ HELLAND, SØRENSEN OG THORKILDSEN ]

Gj.snitt forsvarsutgifter per innbygger i kroner



FIGUR 1. Forsvarsutgifter per innbygger 1986–2005 per fylke

laveste nivået registreres med ca 3700 kroner per innbygger. Det er en liten økning i 2005, som skyldes økte investeringer dette året. Den sentrale variabelen i analysen er antall stemmeberettigede per mandat, og både velgere og mandater er innhentet fra SSB (Statistikkbanken). Data om fylkenes representasjon i Forsvarskomiteen er innhentet fra Stortingets hjemmeside. I tabell 2 viser vi antall stemmeberettigede per mandat, samt forsvarsutgifter per innbygger for start- og sluttåret i analysen. For valgår har vi benyttet mandattall for vårsemesteret, altså før stortingsvalget. Det samme gjelder for fylkets representasjon i Forsvarskomiteen. I tilfeller hvor representanter har skiftet komité, har det fylket som har hatt komitémedlemmet lengst blitt medregnet for hele året. Antall stemmeberettigede har blitt regnet slik at dateringen harmonerer med representasjonen på Stortinget.

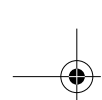
Tabell 2 viser at Finnmark har klart færrest velgere per mandat i 2005, fulgt av Nordland, Sogn og Fjordane og Nord-Trøndelag. Flest velgere per mandat har fylkene Buskerud, Rogaland, Østfold, Oslo og Akershus. Og som ventet er det de nordnorske fylkene som har de høyeste forsvarsutgiftene målt per innbygger. Ser vi på endringer fra

[ FORSVARET 1986–2005 ]

TABELL 2. Forsvarsutgifter per innbygger og antall velgere per mandat, 1986 og 2005

Fylke	Forsvarsutgifter per innbygger		Antall stemmeberettigede per mandat	
	1986	2005	1986	2005
<i>Finnmark</i>	6 397	8 115	13 803	13 376
<i>Nordland</i>	8 744	7 208	15 123	14 915
<i>Sogn og Fjordane</i>	96	832	15 710	15 875
<i>Nord-Trøndelag</i>	7 572	2 437	15 583	15 898
<i>Hedmark</i>	2 903	5 611	17 991	18 149
<i>Møre og Romsdal</i>	125	801	17 492	18 276
<i>Troms</i>	14 828	13 264	18 084	18 841
<i>Hordaland</i>	4 769	4 358	19 516	19 099
<i>Aust-Agder</i>	1 866	1 139	17 103	19 109
<i>Sør-Trøndelag</i>	3 703	3 973	18 578	19 919
<i>Oppland</i>	2 972	2 981	19 856	20 237
<i>Vestfold</i>	4 238	2 292	20 571	20 308
<i>Telemark</i>	0	674	20 490	20 962
<i>Vest-Agder</i>	6 237	2 021	20 134	22 793
<i>Akershus</i>	4 154	5 277	23 889	22 926
<i>Oslo</i>	4 171	4 028	23 766	23 897
<i>Østfold</i>	2 905	2 974	22 202	23 936
<i>Rogaland</i>	2 280	1 903	22 491	24 488
<i>Buskerud</i>	4 033	2 033	23 600	25 702

1986 til 2005, kan en merke seg at Hedmark, Finnmark og Akershus er klare «vinnere», mens Nord-Trøndelag og Vest-Agder er tapere. Vest-Agder peker seg for øvrig ut ved både å tape representasjon på Stortinget (flere velgere per mandat) og ved kraftig reduksjon i forsvarsbevilgninger per innbygger. I tabell 3 presenterer vi data for de øvrige kontrollvariablene i analysen. Av særlig interesse er andre forhold enn velgere per mandat som også gjør valgdistriktene attraktive som politiske mål for fordelingspolitikk. Vi benytter to indikatorer for politisk attraktivitet. Den ene er volatilitet definert som andelen som bytter parti fra en valgperiode til den neste. Dette er beregnet fra valgstatistikken, og estimeres ved å summere endringene (absoluttverdier) for alle partier i fylket og dividere på totalt antall stemmer fra fylket. Den andre indikatoren er «kuttpunkttettheten» som er beregnet ved hjelp av gjennomsnitt og standardavvik for høyre–venstre selvplasseringsindeks (se Helland og Sørensen 2009 for detaljer).



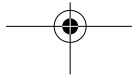
[ HELLAND, SØRENSEN OG THORKILDSEN ]

Data om sosiale og økonomiske forhold i fylkene er tatt fra SSB. Dette gjelder folketall, aldersfordelingen i fylkene, antall stemmer for hvert av de politiske partiene på Stortinget, antall skattytere per fylke, antall mottakere av sosialstønad, arbeidsledige, personlig nettoinntekt (omregnet til faste 2005-priser ved hjelp av konsumprisindeksen) samt befolkningens utdanningsnivå for personer over 16 år. I tabell 3 gis fylkesfordelt oversikt over de øvrige forklaringsvariablene i analysen.

En første observasjon i tabell 3 er at volatiliteten er høy i flere av de nordlige fylkene. Dette kan indikere at kostnadene ved å «vippe» en velger fra ett parti til et annet er lavere i nord, noe som gjør det attraktivt å ha høye forsvarsutgifter i disse fylkene. Kuttpunkttettheten (den ideologiske homogeniteten) er ikke spesielt høy i nord. Videre er kuttpunkttettheten forholdsvis lav i Rogaland, Agderfylkene og i flere av fylkene rundt Oslofjorden.

Skatteprisen (den andelen av forsvarsutgiftene som fylkesbefolkningen må betale) og representasjon i Forsvarskomiteen er viktige variable i distriktsmodellen. Det er som ventet betydelige tverrsnittsvariasjoner i skatteandelen, både som følge av geografiske forskjeller i inntektsnivå per yrkesaktiv, andelen yrkesaktive og folketallet i fylkene. De laveste skatteandelene har Finnmark, Nord-Trøndelag, Sogn og Fjordane og Aust-Agder, mens Oslo og Akershus har de klart høyeste skatteandelene. Ut fra denne modellen skulle en forvente at fylker med lav skatteandel la stor vekt på å være representert i Forsvarskomiteen. Materialet gir intet klart belegg for en slik hypotese. For eksempel er Hordaland det fylket som har klart flest representanter i komiteen, mens Finnmark overhodet ikke er representert i Forsvarskomiteen i denne perioden.

Ellers har den deskriptive statistikken i tabell 3 få overraskelser. Nettoinntekt per skattyter og andelen av befolkningen med høyskoleutdanning er høyest i de urbaniserte fylkene. Andelen som mottar sosialstønad er høyest i Oslo og Finnmark, mens gjennomsnittlig arbeidsledighet er høyest i de nordlige fylkene.



[ FORSVARET 1986-2005 ]

TABELL 3. Deskriptiv statistikk for forklaringsvariablene i analysen  
Gjennomsnittsverdier 1986-2005

Fylke	Antall representanter i Forsvars-komiteen	Andel arbeidsløse (prosent)	Nettoinntekt per skatteyter (1000 kr)	Andel med sosialstønad (prosent)	Andel med høyskole-utdanning (prosent)	Skattepris	Volatilitet	Kuttpunkt-tetthet
Østfold	0,40	2,99	159	4,93	14,16	0,051	0,279	0,193
Akershus	0,65	1,88	217	3,27	24,57	0,119	0,270	0,173
Oslo	0,40	2,84	259	6,15	29,53	0,156	0,281	0,174
Hedmark	1,15	2,60	134	4,15	13,65	0,037	0,271	0,183
Oppland	0,40	2,53	126	4,00	13,77	0,036	0,272	0,193
Buskerud	0,00	2,32	155	3,59	16,24	0,053	0,279	0,178
Vestfold	1,00	2,71	168	4,24	17,06	0,045	0,290	0,176
Telemark	0,60	3,16	149	4,45	14,46	0,034	0,308	0,178
Aust-Agder	0,40	3,08	139	5,09	16,47	0,020	0,313	0,162
Vest-Agder	0,60	2,87	164	4,14	16,94	0,032	0,336	0,178
Rogaland	0,20	2,66	203	3,47	17,45	0,086	0,266	0,173
Hordaland	1,65	3,15	178	4,36	19,40	0,094	0,304	0,183
Sogn og Fjordane	0,15	1,93	156	2,66	14,98	0,022	0,266	0,203
Møre og Romsdal	0,70	2,68	164	3,26	14,55	0,049	0,307	0,179
Sør-Trøndelag	0,10	3,17	162	4,08	19,31	0,054	0,260	0,185
Nord-Trøndelag	0,75	3,28	148	3,54	14,38	0,023	0,313	0,225
Nordland	0,45	3,27	149	4,47	13,78	0,046	0,341	0,186
Troms	1,00	3,02	157	4,10	17,34	0,029	0,357	0,193
Finmark	0,00	4,04	152	5,78	14,96	0,014	0,371	0,183

[ HELLAND, SØRENSEN OG THORKILDSEN ]

BASELOKALISERING OG GEOGRAFISK  
SKJEVREPRESENTASJON: ANALYSER

I tråd med diskusjonen foran tester vi to modeller, distriktsmodellen og partimodellen. Ifølge distriktsmodellen vil distriktsrepresentantene etterspørre høyere forsvarsvirksomhet i eget fylke fordi innbyggerne bare belastes med en liten del av skattekostnaden, og de vil søke til Forsvarskomiteen for å gjennomføre denne politikken. Etter dette resonnementet spiller ikke antall stemmeberettigede per fylkesmandat noen rolle for den geografiske fordelingen av forsvarsbevilgningene. Ifølge partimodellen vil de politiske partiene fordele forsvarsbevilgningene slik at de oppnår flest mulig representanter i Stortinget. De vil derfor bevilge mest per innbygger til de fylkene som har en homogen velgerskare (høy kuttpunktetthet), som har lett bevegelige velgere (høy volatilitet), og viktigst: få velgere per stortingsmandat.

I tabell 4 presenteres resultatene for 379 fylkes-år. Avhengig variabel er samlede forsvarsutgifter per innbygger, målt på logaritmisk skala. Alle modeller er estimert ved en «random effects» (RE)- og en «fixed effects» (FE)-prosedyre, korrigert for autokorrelasjon. I RE-prosedyren utnyttes både tids- og tverrsnittsvariasjon. FE-prosedyren kontrollerer for stabile, fylkesspesifikke egenskaper (slik som avstand til Oslo), og utnytter tidsvariasjonen innenfor valgdistriktene. I FE-analysen representerer konstantleddet den gjennomsnittlige effekten av dummy-variablene som fanger tverrsnittsvariasjonen (i vårt tilfelle fylker).

I tillegg til de politisk-institusjonelle variablene omfatter analysen kontroll for inntekt per innbygger, andel arbeidsledige og andel sosialhjelpmottakere. Disse variablene fanger opp den mulighet at forsvarsbevilgninger benyttes for å kompensere for svakt næringsgrunnlag i fylkene. Tilstedeværelse av universitet måler tilgang på kompetanse. Forklaringsvariablene er målt ett år før responsvariabelen (ett års 'lag').

Analysene gir beskjeden støtte til distriktsmodellen. Skatteprisen har den forventede negative effekten både i RE- og FE-modellen, men estimatene er ikke signifikant mindre enn null. Å være representert i Forsvarskomiteen har en positiv effekt, men igjen er denne ikke statistisk signifikant. Forventningen er at høy arbeidsløshet, lav inntekt og stor andel mottakere av sosialstønad ville innebære større andel av







[ HELLAND, SØRENSEN OG THORKILDSEN ]

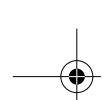
forsvarsbudsjettet per innbygger i fylket. Resultatet fra regresjonsanalysen støtter ikke hypotesen. Det er motsatt sammenheng i RE og FE, og det er bare for andelen som mottar sosialhjelp at det er signifikant sammenheng, og da kun i RE.

I den første versjonen av partimodellen (1) har antall stemmeberettede per mandat en forventet negativ og signifikant effekt. En økning på én prosent i antall velgere 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). En elastisitet på 2 er svært nær tilsvarende analyser for statlige veiprosjekter. En bedring i representasjon på én prosent øker de statlige investeringene med 1,85 prosent (Helland og Sørensen 2009, tabell 3).

For velgernes volatilitet, det vil si andelen som bytter parti fra én valgperiode til den neste, er det en svak og positiv, men ikke signifikant sammenheng. Heller ikke kuttpunktthet har en positiv effekt på utgifter per innbygger. De sosioøkonomiske kontrollvariablene har liten betydning.

I den andre versjonen av partimodellen tas det hensyn til partisammensetningen i Stortinget og i Forsvarskomiteen. Andelen ikke-sosialistiske velgere har en positiv, men ikke-signifikant effekt. Andelen ikke-sosialistiske representanter i Forsvarskomiteen har en forventet positiv sammenheng. En økning i andelen ikke-sosialistiske representanter på ett prosentpoeng medfører en økning i forsvarsutgifter per innbygger på ca 0,3 prosent. Betydningen av antall velgere per mandat er praktisk talt upåvirket av disse kontrollvariablene.

Analysen viser altså at den geografiske skjevrepresentasjonen i Stortinget påvirker fordelingspolitikken. Merk at dette gjelder også i FE-regresjonene der spesifikke forhold ved det enkelte fylke er stabilt. En forbedring i valgdistriktets representasjon forbedrer også tilgangen på forsvarsbevilgninger. Vi har dessuten testet om dette resultatet skyldes vektleggingen av de tre nordnorske fylkene i forsvarspolitikken. Regresjonsanalysene i tabell 2 er derfor reestimert etter at de tre nordlige fylkene er tatt ut av datasettet. Elastisiteten for velgere per mandat forblir nær 2 både i FE- og RE-modellene. Slett ikke alle typer statlige overføringer eller tjenester kan benyttes politisk-taktisk. Mange programmer er bundet av omfattende regelverk (eksempelvis trygdelovgivning) eller andre forpliktelser. Vi har derfor analysert



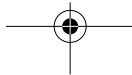
[ FORSVARET 1986–2005 ]

offentlig-sivilt konsum per innbygger i fylkene etter samme mønster som i tabell 2 (se Thorkildsen 2009, tabell 6). Sivilt konsum er i større grad enn forsvarsutgiftene påvirket av sosioøkonomiske faktorer. Skjevfordeling av velgere per mandat har liten eller ingen betydning for samlet sivilt konsum per innbygger.

Hvis alle fylker hadde samme antall velgere per mandat<sup>14</sup> og andre forhold holdt 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 totalt.<sup>15</sup> 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 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 år.<sup>16</sup>

En kan lure på om resultatene ville se annerledes ut dersom vi istedenfor stemmeberettigede per mandat hadde brukt avgitte stemmer per mandat. Vi har kjørt analyser som gjør nettopp dette, og resultatene påvirkes ikke kvalitativt av dette.

Partimodellen forutsetter at partiene er sentraliserte organisasjoner, og at deres geografiske fordelingspolitikk utformes med sikte på å maksimere antallet mandater i Stortinget. Vår forståelse er at partienes investeringspolitikk bestemmes av valgtaktiske hensyn. Sagt med andre ord, politikkpreferansene bestemmes endogent i modellen. Man kan spørre seg om det finnes plausible alternative tolkninger til våre empiriske funn. En mulighet kan være at partienes politikkpreferanser er gitte og stabile over tid: noen partier tilbyr store investeringer (eller inntektsoverføringer) til utkantdistrikter, mens andre tilbyr lite. I en slik modell med eksogene politikkpreferanser må utkantpartiet (eller en koalisjon av utkantpartier) vinne flertall i Stortinget, noe som blir lettere når utkantdistriktene er overrepresentert. Likevel fremstår dette som en lite troverdig tolkning. En annen mulighet er at den enkelte representants politikkpreferanser er eksogent gitt: mange vil ha store statlige investeringer i eget distrikt (som i «distriktsmodellen»). Anta at partienes politikk bestemmes gjennom flertallsavstemninger internt i partienes stortingsgrupper, og disse voteringene binder representantene



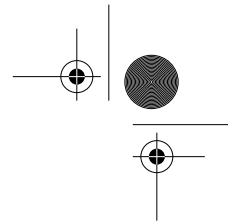


[ HELLAND, SØRENSEN OG THORKILDSEN ]

i etterfølgende plenumsvoteringer. Da skjevfordelingen av mandater øker antallet utkantrepresentanter, kan det forbedre disse representantenes sjanse til å få flertall i partigruppen. Dette er en mer troverdig historie. Utkantrepresentantene vil neppe oppnå flertall i mange partier. Videre er det uklart om resonnementet kan forklare hvorfor *graden* av overrepresentasjon skal påvirke størrelsen på investeringene. En tredje mulighet er at partikonkurransen skjer på to dimensjoner, en dominerende akse preget av høyre–venstre-dimensjonen, og en annen akse preget av geografisk fordelingspolitikk («sentrum–periferi-dimensjonen»). Sett at partiens posisjoner på disse aksene er eksogent bestemt. Anta dessuten at ett parti (eksempelvis Senterpartiet og/eller Kristelig Folkeparti) er medianparti på høyre–venstre-dimensjonen, og dette prioriterer høye overføringer til distriktene. Medianpartiet vil da alliere seg med en gruppering på høyre- eller venstresiden som tilbyr den mest distriktsvennlige fordelingspolitikken. Dette kan forklare høye statlige investeringer i utkantdistrikter. Men legg merke til at «vippepartiet» kan forhandle frem store overføringer eller investeringer til utkantdistriktene uavhengig av graden av skjevrepresentasjon. Heller ikke dette resonnementet forklarer at *graden* av skjevrepresentasjon påvirker nivået på statlige investeringer. Alle resonnementene lider dessuten under det grunnproblem at analysene viser at *endringer i valgdistriktenes representasjon over tid* leder til endringer i investeringene. Det er vanskelig å se hvordan modeller med gitte (eksogene) politikkpreferanser kan forklare dette.

#### KONKLUSJON

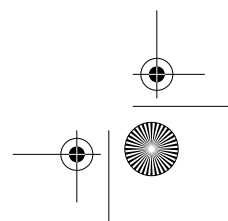
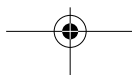
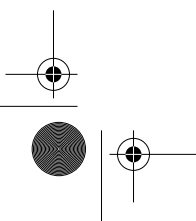
Hovedargumentet for skjevrepresentasjon på Stortinget er ulik avstand til Oslo og maktens sentrum. Overrepresentasjonen av utkantfylkene skal kompensere for mindre evne til å øve innflytelse på politiske avgjørelser. Det er tre problemer med dette argumentet. For det første bestemmes graden av skjevrepresentasjon av fylkenes areal, ikke av avstanden til Oslo. For det andre er det tvilsomt om geografisk avstand virkelig er vesentlig for evnen til å påvirke beslutninger i dagens samfunn. For det tredje er valgordningen et produkt av et nesten 200 år gammelt konstitusjonelt grep. Dette medfører at den tredjedelen av de folkevalgte som er mest overrepresentert kan legge ned veto om endringer i valgordningen.



Nå kan det innvendes at geografisk over- og underrepresentasjon har liten betydning hvis den ikke har konsekvenser for materiell politikk. Det er mindre grunn til å bekymre seg for at fylker med stort areal er overrepresentert dersom dette ikke påvirker fordelingspolitikken. Våre og andres analyser viser at overrepresentasjon vrir de offentlige bevilgningene i favør av de valgdistriktene som har færrest velgere per mandat. Vedtaksrepresentativiteten lider altså under den geografiske skjjevrepresentasjonen som er innebygget i valgordningen vår. Dette er i tråd med studier av den amerikanske Kongressen og av norske vei-prosjekter. Slik sett aksentuerer resultatene betydningen en ny gjennomgang av fordelingen av stortingsmandater på fylkene. Samtidig viser erfaringene at en slik gjennomgang neppe vil lede til noe.

#### Noter

1. Beregningene er basert på fylkesvise mandattall og antall stemmeberettigede i 2005-valget (SSB). Som avstandsbegrep har vi brukt antall kilometer, korteste strekning langs riksvegnettet, mellom fylkets administrative senter og Oslo. For alle fylker under ett er den bivariate korrelasjonskoeffisienten (Pearsons  $r$ ) mellom antall mandater per stemmeberettiget og avstand til hovedstaden 0.83. Tar vi ut Finnmark (som er en ekstrem på avstandsmålet), synker korrelasjonen til 0.59. Korrelasjonen synker ytterligere til 0.54 dersom vi i tillegg tar ut Oslo og Akershus (som er ekstreme på den motsatte enden av avstandsmålet).
2. Hylland (2001: 4) viser imidlertid at byene hadde omtrent en tredjedel både av befolkningen og stortingsmandatene omkring 1950. Merk imidlertid at skillet mellom sentrale og perifere strøk ikke samsvarer perfekt med skillet mellom byer og landdistrikter. Hyllands analyser indikerer at perifere strøk som Nord-Norge var overrepresentert lenge før landdistriktene ble overrepresentert.
3. Se Valgloven (28. juni, 2002, nr. 57) § 11-3, nr. (2).
4. Med andre ord er det lite trolig at endringer i mer demokratisk retning er en «likevektsinstitusjon» i betydningen av at et kvalifisert flertall av partiene på Stortinget forventer å profitere på en slik endring. For en nærmere analyse, se Helland & Sørensen 2006.
5. Den store prinsipielle diskusjonen om dette finnes i *Reynolds v. Sims* (377 U.S. Supreme Court 533; 1964). Utgangspunktet var at det stod et ulikt antall stemmeberettigede bak representanter til amerikanske delstatsforsamlinger. Etter grundige overveielser fant USAs høyesterett i 1964 at gjeldende praksis var i strid med konstitusjonen. Distriktsgrensene i de ulike delstater er nå justert i tråd med denne kjennelsen, og ved valg til delstatsforsamlinger står det i dag et (tilnærmet) likt antall stemmeberettigede borgere bak hver representant.
6. En mulig innvending er at dersom avstand fra makten skal kompenseres, så vil og skal dette gi seg utslag i forfordeling av sentrale strøk i forhold til en situasjon med «en mann en stemme». Forfordeling er i dette perspektivet ikke en indikasjon



på at systemet har feilet, men at det virker etter hensikten. Regresjonene vi presenterer viser imidlertid noe annet. Endringer i antall mandater per velger (som følge av endringer i bosettingsmønstre og fødselstall) vrir fordelingen av goder (baser) også når avstand til makten holdes konstant. Vi finner altså en selvstendig effekt av mandatskjvheheter, kontrollert for avstand til makten.

7. La  $B_i(x)$  stå for bruttonytten av et prosjekt av størrelse  $x$  for distrikt  $i$ ; la  $C(x)$  stå for de samlede kostnadene ved å gjennomføre et prosjekt av størrelse  $x$ ; la  $0 < \alpha_i < 1$  stå for andelen av disse kostnadene som distrikt  $i$  regner som nyttig (lokale kontrakter og lokalt ansatte); og la til sist  $0 < t_i < 1$  stå for distrikt  $i$ 's andel av skattekostnadene ved finansieringen av prosjektet. Vi kan nå skrive nettonytten for distrikt  $i$  som:  $NB_i(x) = B_i(x) + \alpha_i C(x) - t_i C(x)$ . Det optimale prosjektomfanget sett fra distrikt  $i$ 's ståsted er gitt ved  $B_i'(x) + \alpha_i C'(x) = t_i C'(x)$ . Sett fra landet som helhet er det optimale prosjektomfanget lik  $B'(x) = C'(x)$ . Dersom distriktet selv får fastsette prosjektets omfang, blir dette *større* enn det samfunnsøkonomisk optimale av to grunner. For det første fordi en andel av prosjektets kostnader regnes som nyttevirksomheter, og for det andre fordi distriktet bare svarer for en andel av kostnadene (svarende til distriktets skatteandel).
8. Oslo har i dag det høyeste antall representanter til Stortinget. Men selv Oslos 17 representanter har ikke flertall alene på Stortinget.
9. Dette er ikke trivielt i en forsamling der beslutninger tas i realtid, og hvor det ikke er i min (snevre) interesse å fortsette å stemme for ditt forslag, etter at mitt eget forslag er vedtatt.
10. Empirisk sett ser ikke komitémedlemmer ut til å utgjøre de homogene preferanseutliggerne som modellene postulerer; innslaget av selvseleksjon er skarpt begrenset; komiteenes forslag overprøves systematisk dersom de avviker fra preferansene til et flertall av partiene i plenum. Teoretisk bygger modellene på et miljø med full informasjon. Dette innebærer at det ikke er rom for å lære noe. Spesialisering, arbeidsdeling og læring er samtidig den klassiske begrunnelsen for et komitésystem. Ved å innføre informasjonssvikt viser det seg at å besette komiteene med homogene preferanseutliggerne, bryter ned muligheten for å benytte komitésystemet til å lære mer om konsekvensene av å fatte ulike vedtak. Et rasjonelt plenum vil derfor ikke organisere seg slik. Helland (2001) drøfter dette mer inngående for Stortingets del.
11. I svingvelgermodellen beskrives hver velgergruppe ved fordelingen på en ideologisk konflikt-dimensjon. Kutt punktet betegner posisjonen for en velger som er indifferent mellom å stemme på det ene eller andre partiet. Kutt punkttettheten er definert ved tettheten til velgerfordelingen nettopp i dette punktet. Jo høyere kutt punkttetthet, desto flere velgere kan hvert av partiene vinne ved å tilby velgergruppen en marginal forbedring av materiell politikk. En høy tetthet innebærer at velgergruppen er et attraktivt fordelingspolitisk mål.
12. Begrenset universalisme innebærer at ressurser spres på en egalitær måte over distrikter, men at det samlede prosjektomfang begrenses for å unngå for stor ineffektivitet.
13. Funnene er bemerkelsesverdige, gitt at New Deal gjerne holdes frem som selve typeeksemplet på målrettet krisehjelp.
14. 19 463 i gjennomsnitt for landet i undersøkelsesperioden.
15.  $2\% * 40 * 8734 = 6987,20 * 74704 = 521\,971\,788$ .
16.  $(22590 - 13874) * 100 = 38,58 * 2\% * 4570 = 3526 * 485830 = 1\,713\,139\,576$ .

## Referanser

- Andenæs, J. (1984). *Statsforfatningen i Norge* (5. rev. utg.). Oslo: Tanum.
- Ansolahehere, 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.
- Aranson, P. & Ordeshook, P. (1978). The political bases of public sector growth in a representative democracy. Upublisert.
- Baron, D. (1991). Majoritarian incentives, pork barrel programs and procedural control. *American Journal of Political Science*, 35, 57–90.
- Baron, D. (1994). A sequential choice theory perspective on legislative organization. *Legislative Studies Quarterly*, 19(2), 267–96. Også publisert i Shepsle, K. & B. Weingast, red. (1995), *Positive theories of congressional institutions*. Ann Arbor: The University of Michigan Press.
- Borge, L.-E. & Rattsø, J. (1997). Local government grants and income tax revenue: Redistributive politics in Norway 1900–1990. *Public Choice*, 92, 181–197.
- Borge, L.-E. & Rattsø, J. (2002). Spending growth with vertical fiscal imbalance: Decentralized government spending in Norway 1880–1990. *Economics and Politics*, 14, 351–73.
- Carsey, T. & Rundquist, B. (1999). Party and committee in distributive politics: Evidence from defense spending. *The Journal of Politics*, 61, 1156–1169.
- Cox, G. (1997). *Making votes count*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Cox, G. & McCubbins, M. (1986). Electoral politics as a redistributive game. *The Journal of Politics*, 48, 370–389.
- Dahlberg, M. & Johansson, E. (2002). On the vote-purchasing behavior of incumbent governments. *American Political Science Review*, 96(1), 27–40.
- Del Rossi, A. (1995). The politics and economics of pork barrel spending: The case of federal financing of water resources development. *Public Choice*, 85, 285–305.
- Del Rossi, A. & Inman, R. (1999). Changing the price of pork: The impact of local cost sharing on legislators' demands for distributive public goods. *Journal of Public Economics*, 71(2), 247–73.
- Dixit, A. & Londregan, J. (1996). The determinants of success of special interests in redistributive politics. *Journal of Politics*, 58, 1132–55.
- Ferejohn, J. (1974) *Pork barrel politics: Rivers and harbours legislation, 1947–1968*. Stanford: Stanford University Press.
- Helland, L. (2000). *Grenser for segmentering? Modellresonnementer og empiri*. Oslo: Makt- og demokratiutredningen 1998–2003. Rapport 14. april 2000.
- Helland, L. (2001). *Preferanser, prosedyrer og informasjon: Betingelser for budsjett-disiplin*. Dr.polit.-avhandling. Oslo: Institutt for statsvitenskap.
- Helland, L. (2008). Lobbying with conflicting interests: Norwegian local–central relations. *European Journal of Political Research*, 47(2), 184–205.
- Helland, L. & Sørensen, R. (2006). *A politico-economic model of redistribution under disproportional representation: Explaining the pattern of Norwegian road expenditures*. Paper presented at the European Public Choice Conference (Turku).
- Helland, L. & Sørensen, R. (2009). Geographical redistribution with disproportional representation: A politico-economic model of Norwegian road projects. *Public Choice*, 139, 5–19.
- Hylland, Aa. (2001). Stortingets geografiske sammensetning. Upublisert notat. Oslo: Institutt for økonomi, Universitetet i Oslo.
- Inman, R. & Fitts, M. (1990). Political institutions and fiscal policy: Evidence from the U.S. historical record. *Journal of Law, Economics, and Organization*, 6, 79–132.

[ HELLAND, SØRENSEN OG THORKILDSEN ]

- Johansson, E. (2003). Intergovernmental grants as a tactical instrument: Empirical evidence from Swedish municipalities. *Journal of Public Economics*, 87, 883–915.
- Kalseth, J. & Rattsø, J. (1997). Political control of administrative spending: The case of local governments in Norway. *Economics and Politics*, 10, 63–83.
- Levitt, S. & Snyder, J. (1995). Political parties and the distribution of federal outlays. *American Journal of Political Science*, 39, 958–80.
- Lindbeck, A. & Weibull, J. (1987). Balanced-budget redistribution as the outcome of political competition. *Public Choice*, 52, 273–97.
- Lindbeck, A. & Weibull, J. (1993). A model of political equilibrium in a representative democracy. *Journal of Public Economics*, 51, 195–209.
- Lov om valg til Stortinget, fylkesting og kommunestyre (valgloven)*, 28. juni 2002, nr. 57.
- Narud, H. M. & Valen, H. (2007). *Demokrati og ansvar. Politisk representasjon i et flerpartisystem*. Oslo: Damm forlag.
- NOU 2001:03. *Velgere, valgordning, valgte*.
- Rundquist, B., Lee, Jeong-Hwa & Rhee, Jungho (1996). The distributive politics of cold war defense spending: Some state level evidence. *Legislative Studies Quarterly*, 21, 265–281.
- Shepsle, K. (1979). Institutional arrangements and equilibrium in multidimensional voting models. *American Journal of Political Science*, 23, 27–59.
- Shepsle, K. (1986). Institutional equilibrium and equilibrium institutions. I H. Weisberg (red.), *Political science: The science of politics*. New York: Agathon.
- Sørensen, R. (2003). The political economy of intergovernmental grants: The Norwegian case. *European Journal of Political Research*, 42, 163–195.
- Thorkildsen, Å. (2009). *Forsvaret – en fortsettelse av distriktspolitikken med andre midler?* Masteroppgave. Oslo: Forsvarets høgskole.
- US Supreme Court, *Reynolds v. Sims*, 377 U.S. 533, (1964). Lesedato 08:10:2009: <http://openjurist.org/377/us/533/reynolds-v-m-o-sims-j-vann-s>
- Valen, H. (1985). Valgsystemet. I T. Nordby (red.), *Storting og regjering 1945–1985. Institusjoner – rekruttering*. Oslo: Kunnskapsforlaget.
- Weingast, B., Shepsle, K. & Johnsen, C. (1981). The political economy of benefits and costs: A neoclassical approach to distributive politics. *Journal of Political Economy*, 89(5), 642–64.
- Wright, G. (1974). The political economy of New Deal spending: An econometric analysis. *The Review of Economics and Statistics*, 56, 30–38.