

Forord

Denne analysen er en avsluttende oppgave for mastergradstudiet i samfunnsøkonomi ved NTNU. Jeg vil rette en stor takk til veileder Per Tovmo for konstruktiv tilbakemelding, nyttige kommentarer og god tilgjengelighet. Det rettes også en takk til Sverre Kvalvik ved Forsvarets Forskningsinstitutt for gode råd og rettleiding i oppstartsfasen.

Min gode kammerat Jostein Økland Andersen skal også takkes for mange gode tilbakemeldinger og nyttige diskusjoner.

Oppgaven dediseres tidligere og stadig tjenestegjørende i Forsvaret.

Trondheim, august 2013

Odd Erik Myren

"The general who wins a battle makes many calculations in his temple ere the battle is fought. The general who loses a battle makes but few calculations beforehand."

-Sun Tzu, the Art of War

Innhold

1. Innledning	1
1.1 Problemstilling.....	1
1.2 Disposisjon	2
1.3 Tidligere forskning	2
2. Teori	7
2.1 Etterspørselen etter forsvarsgoder	7
2.2 Forutsetninger	13
3. Empirisk modell	15
3.1 Teoretisk eller ateoretisk fremgangsmåte	15
3.2 Funksjonsform	16
3.3 Simultanitet.....	19
3.4 Dynamikk	23
3.5 Empiriske modell.....	25
3.6 Datamaterialet.....	27
4. Resultater	33
4.1 Fixed effect, random effect og IV-metoden	33
4.2 Delt utvalg	36
4.3 Dummyer	38
5. Konklusjon	43
Referanseliste	45
Appendiks	49

1. Innledning

Tradisjonelt har sikkerhet i form av et nasjonalt forsvar omhandlet beskyttelse fra invasjon. Virkemidlene har primært vært konvensjonelle militære styrker og fysiske forsvarsinstallasjoner. I den senere tid har sikkerhet også innebefattet beskyttelse fra terrorisme, samt at diplomati og politikk har blitt viktige forsvarsmekanismer. Her har økonomiske virkemidler spilt en rolle, som for eksempel handelsblokader og embargo. Hvor vellykket disse har vært kan diskuteres.

Finanskrisen illustrerte en sårbarhet i den globale økonomien. Det er liten tvil om at dagens vestlige samfunn i stor grad er avhengig av økonomiske forhold som et velfungerende handel-, penge- og valutamarked. Motivasjonen bak denne analysen er å øke forståelsen om forholdene mellom økonomi og sikkerhet. Vil et skift i de økonomiske markedene ha konsekvenser for det sikkerhetspolitiske bildet?

1.1 Problemstilling

For å undersøke dette temaet velges en kvantitativ tilnærming, og det blir sett på hvordan forsvarsevne har blitt påvirket av finanskrisen. Det er 3 grunner til at nettopp finanskrisen peker seg ut. For det første ga den tydelige utslag i økonomien og er allment anerkjent som en økonomisk krise. For det andre var den global, og gjør det mulig å se på effekten over flere nasjoner. For det tredje skjedde den i nyere tid slik at overordnede faktorer, som for eksempel teknologisk fremskritt, ikke har endret seg vesentlig frem til i dag.

At finanskrisen inntraff relativt nylig medfører også komplikasjoner. Det er bare noen få år som har blitt påvirket av krisen, slik at effektene kan være vanskelig å identifisere. Antall observasjoner etter finanskrisen kan økes ved å inkludere flere nasjoner i analysen. Det velges derfor å se nærmere på hvordan medlemmene i NATO har blitt påvirket.

Det sikkerhetspolitiske bilde har utallige aspekter, men de militære styrkene i de enkelte statene har helt klart en betydning. Denne analysen avgrenses derfor til å kun se på sammenhengen mellom finanskrisen og de militære kapasitetene. Ved å gjøre en empirisk analyse av de militære utgiftene til NATO-medlemmene, vil følgende problemstilling besvares:

Hvilken effekt har finanskrisen hatt på forsvarsutgiftene i NATO?

1.2 Disposisjon

Oppgaven er bygd opp av fem kapitler. Kapittel 1 innleder analysen og beskriver problemstillingen, disposisjon og tidligere forskning. Kapittel 2 presenterer det teoretiske grunnlaget til en neo-klassisk modell, som gir en etterspørselsfunksjon til militære utgifter. Kapittel 3 utleder overgangen fra den teoretiske til den empiriske etterspørselsfunksjonen, samt ser nærmere på datamaterialet og de forskjellige variablene som benyttes. Kapittel 4 presenterer resultatene fra forskjellige estimeringsmetoder og tolkningen av disse. Avslutningsvis oppsummeres de viktigste funnene i kapittel 5.

1.3 Tidligere forskning

Forskning på forsvarsøkonomi vokste frem som et eget fagfelt rundt 1960, og gjennom den kalde krigen vokste litteraturen betraktelig. Den inneholder aspekter fra både offentlig økonomi, arbeidsøkonomi, internasjonal økonomi, vekstteori og makroøkonomi (Hartley & Sandler, 1995). I dette delkapitlet presenteres noen utvalgte analyser fra forsvarsøkonomien som er relevant for problemstillingen.

Dudley og Montmarquette (1981) finner i sin studie en positiv og signifikant sammenheng mellom andelen av brutto nasjonalprodukt(BNP) benyttet på forsvaret og BNP pr innbygger. De tar høyde for simultanitetsproblemet og finner en positiv "spill-over"¹ mellom allianser.

Tait og Heller (1982) benyttet tverrsnittanalyse for å estimere andelen av BNP benyttet på forsvarsutgifter, og fant en negativ effekt av BNP pr innbygger blant stater med lav inntekt. Effekten var imidlertid liten og ikke signifikant.

Chan, Hsiao og Keng (1982) ser på kausalitet og konkluderer i sin undersøkelse at endringer i militære utgifter ikke fører til endringer i BNP. Videre kommer det også frem at endringer i BNP og investeringer ikke fører til endringer i militære utgifter. Konklusjonen bygger på en test av Granger-kausaltet, og undersøkelsen benyttet data for 22 land i perioden 1950-1967.

Looney og Mehay (1990) estimerte USAs realverdi av forsvarsutgifter fra 1965-1985. De fant et positiv signifikant estimat på 0,723-0,935 ut fra forsvarsutgiftene i foregående periode. Forventede forsvarsutgifter i Sovjet hadde en koeffisient på 0,295 når alle forklaringsvariablene

¹ "Spill" kan fra engelsk oversettes til å bety "smitte over på", og utledes nærmere i kapittel 2.1.

var inkludert, men økte til 0,844 når utgiftene i NATO og détente² ble ekskludert. Kontroll for utgiftene i NATO ble gjort ved å se på avviket fra trenden hos de andre medlemsnasjonene, og medførte en positiv signifikant effekt på forsvarsutgiftene til USA. Dette gir indikasjoner på at USA ikke er en "free-rider"³ i alliansen. Av de realøkonomiske forklaringsvariablene hadde inflasjon og forrige års budsjettunderskudd signifikant negativ effekt, og avvik fra trenden i føderal inntekt hadde en signifikant positiv effekt. Forfatterne argumenterer at de realøkonomiske variablene reflekterer veksten i økonomien og inkluderer derfor ikke BNP i sin analyse. En modell med alle forklaringsvariablene oppnådde en justert R^2 på hele 0,974.

Smith (1990) ser på endringen i andelen av BNP benyttet på militære utgifter i Storbritannia i perioden 1949-1987. Analysen gir et positivt signifikant estimat for endringer i USAs andel. Dette indikerer at Storbritannia ikke er en free-rider i denne alliansen. Sovjets andel av militære utgifter foregående år benyttes som en lang-sikt løsning i feiljusteringsmodellen. Altså estimeres det et feiljusteringsledd som gir indikasjoner på Storbritannias korrelasjon med Sovjet sine forsvarsutgifter. Denne koeffisienten er signifikant negativt. Når andelen militært forbruk foregående periode i Storbritannia er høyere enn en andel i Sovjet, vil Storbritannia redusere sin andel i den nåværende perioden. En høyere andel hos Sovjet vil gi tilsvarende motsatt resultat. Altså er det en positiv sammenheng mellom Storbritannia og Sovjet sine andeler. Videre finner Smith en signifikant positiv effekt av Koreakrigen og 3 % engasjementet i NATO⁴, samt en negativ effekt fra forskjellige politiske og strategiske endringer. Modellen hadde en justert R^2 på omtrent 0,86.

I en analyse av Frankrike gjennomført av Schmidt, Pilandon og Aben (1990), finner forfatterne en signifikant positiv effekt av BNP på de militære utgiftene. En signifikant effekt av utgiftene blant de resterende NATO-medlemmene og Sovjet er ikke overraskende. Men fortegnene er derimot noe utradisjonelle. Utgiftene i NATO gir en positiv effekt, mens utgiftene i Sovjet gir en negativ effekt. Det kan derfor virke som at NATO påvirker i form av en trussel, og Sovjet bidrar med en "spill-in" effekt. Dette kan i noen grad forklares med at Frankrike trakk seg fra den felles militære kommandoen til NATO i løpet av perioden som er analysert.

² Détente er en betegnelse på avspenning mellom USA og Sovjetunionen som foregikk på 1970-tallet.

³ "Free-rider" kan oversettes fra engelsk til "gratispassasjer", og utledes nærmere i kapittel 2.1.

⁴ Regelen om 3 % engasjement var en ikke-bindende avtale innført i 1978, og gikk ut på at medlemmene skulle øke sine forsvarsutgifter med 3 % årlig for å styrke de konvensjonelle styrkene. Denne ble sporadisk etterlevet.

Fritz-Aßmus og Zimmermann (1990) finner i sin analyse av Vest Tyskland et negativ estimat for BNP, men denne er riktig nok ikke signifikant. Videre finner de en signifikant spill-in effekt fra NATO, men denne halveres som følge av Flexible Response⁵. Av den samme årsaken går effekten av Frankrike sine forsvarsutgifter fra å være positiv til å bli tilnærmet borte. Som forventet finner de en positiv signifikant effekt av Sovjet sine militære utgifter. Avslutningsvis finner de et signifikant forhold mellom en sentrum-høyre regjering og økte forsvarsutgifter.

Ved å transformere nivåverdiene til logaritmiske verdier, finner Murdoch og Sandler (1990) en positiv signifikant inntektselastisitet til de militære utgiftene i Sverige. De finner også en meget stor negativ effekt av befolkningsveksten, men avskriver denne som særlig relevant på grunn av hvor lite befolkningen vokser. Når det gjelder spill-in effekter kontrollerer forfatterne for effekter fra både NATO, Danmark, Norge, samt NATO uten Norge og Danmark. Det konkluderes med at Sverige har en positiv effekt fra Norge, men denne blir mindre etter innføringen av Flexible Response. Militære utgifter i Sovjet har ikke signifikant effekt på utgiftene i Sverige.

Hilton og Vu (1991) ser på NATO-medlemmene og Warszawapakten(WTO) i perioden 1960 til 1985. De tar høyde for simultanitetsproblemer og seriekorrelasjon. Medlemmene i WTO blir behandlet samlet mens NATO-medlemmene behandles individuelt. De finner ingen signifikant effekt av BNP på militære utgifter for WTO, men en positiv signifikant effekt av militære utgifter i NATO. De kategoriserer videre NATO-medlemmene i fire grupper avhengig av deres korrelasjon med WTO og allierte sine militære utgifter. Storbritannia er eneste medlem som ikke kategoriseres som en free-rider siden det er en positiv effekt fra WTO og allierte sine utgifter på deres egne forsvarsutgifter. USA, Danmark, Hellas, Italia og Norge har positiv effekt fra trusselvariabelen, men en negativ effekt av allierte sine utgifter. Disse nasjonene kan derfor tolkes som at de ser på allierte sine forsvarsutgifter som substitusjon for deres egne. Resterende NATO-medlemmer har en positiv effekt fra allierte utgifter, men en negativ effekt fra WTO sine utgifter. Ingen av NATO-medlemmene har en negativ effekt fra både WTO og allierte sine utgifter.

⁵ Flexible Response går ut på å forsvare et eventuelt angrep med konvensjonelle styrker, så lenge Sovjet ikke angriper med atomvåpen. Hvis dette ikke lyktes skulle det i andre fase benyttes taktiske atomvåpen(begrenset rekkevidde og virkningsområde). Siste utvei var en full atomkrig som ville tilsvare den tidligere "Mutual Assured Destruction"(MAD).

Gadea Pardos og Pérez-Forniés (2004) fant i sin analyse av NATO fra 1960 til 1999 at BNP er en signifikant forklaringsvariabel til militære utgifter, og at inntektselastisitetene tilsier at militært forsvar er et normalt gode. Videre argumenterer de for at det eksisterer i hovedsak to tidspunkter hvor det skjer en strukturell forandring i inntektselastisiteten. Dette er i henholdsvis på 1960-tallet, i forbindelse med overgangen til Flexible Response, og på 1990-tallet i forbindelse med Crisis Management⁶. For Norge sin del finner de et signifikant forhold mellom de militære utgiftene og gjennomsnittlig utgifter i NATO, men ved å ta høyde for strukturelle brudd i 1991 forsvinner denne signifikansen. Tilsvarende gjelder også for Canada.

Sandler og Shimizu (2012) benytter seg av data på terrorangrep og ser på forsvarsbyrden blant NATO-medlemmene sammenlignet med nytten de får fra å være en del av alliansen. Perioden som blir analysert er fra 1999 til 2010. De finner blant annet beviser på at medlemmene med høyest BNP tar større del av forsvarsbyrden fra rundt 2002.

Det er noe sprikende resultat fra tidligere forskning på området. Dette er en naturlig konsekvens av at forskningsmiljøet ikke er enig om hvilken modell som best beskriver de militære utgiftene. Noen likheter går likevel igjen i flere av analysene. De militære utgiftene ser ut til å korrelere positivt med BNP og trussel, samt negativt med allierte utgifter. Flere av analysene kontrollerer for eksogene skift, men disse er for det meste av militærfaglig karakter. Relevante aspekter av den tidligere forskningen vil bli presentert fortløpende gjennom denne oppgaven.

⁶ Crisis Management doktrinen ble innført i stor grad som følge av oppløsningen til Sovjetunionen. Oppløsningen medførte at tidligere undertrykte etniske grupper fikk rom til å gjennomføre voldelige opprør. Konflikten i tidligere Jugoslavia markerte på mange måter starten på et engasjement fra NATO som ikke gikk inn under Artikkel 5. Crisis Management medfører at NATO kan bidra for å beskytte den sivile befolkningen, samt i humanitære kriser og naturkatastrofer.

2. Teori

I dette kapitlet presenteres en modell som beskriver etterspørselsdriverne til de militære utgiftene i en stat. Kapitlet bygger primært på Ron Smith sitt sammendrag av litteratur på dette området; "The Demand for Military Expenditure", publisert 1995 i "Handbook of Defence Economics". Første del av dette kapitlet definerer en funksjon for sikkerhetsgodet, som er avhengig av det militære forbruket. Sikkerhetsgodet inngår sammen med konsum i en sosial nyttefunksjon. Ut fra dette vil det bli utledet hvordan maksimeringen av nytten under en gitt budsjettbetingelse gir den generelle etterspørselsfunksjonen etter militært forbruk. *Spill-in* og *trussleeffekten* beskrives nærmere, og det er særlig fortegnert til disse som er av interesse. Del to diskuterer de tre største forutsetningene som ligger til grunn for modellen, og belyser dermed noen av svakhetene.

2.1 Etterspørselen etter forsvarsgoder

En standard neo-klassisk modell kan benyttes for å forklare nivået på de militære utgiftene (Smith, 1995). Det antas innledende at aktørene er rasjonelle, og dermed velger en sammensetning av goder som gir høyest nytte (U). Godene deles inn i to kategorier: Sikkerhet gitt av et militært forsvar (S), og ikke-militære goder gitt av konsum (C). I en analyse av forsvarsutgifter er det naturlig å se på stater⁷ som aktører. Dermed blir det aktuelt å benytte en sosial nyttefunksjon, og medianvelgerteorien er mye brukt til dette formålet.

I korthet innebærer medianvelgerteorien at medianvelgeren vil diktere resultatet av valget. Dette forutsetter at velgermassen står ovenfor et endimensjonalt valg, slik som for eksempel nivået på forsvarsutgiftene. Anta at det er to partier som stiller til valg, og disse har to forskjellige syn på hvor mye penger som bør brukes på forsvaret. Hver enkelt velger vil stemme på det partiet som ligger nærmest egne preferanser. Hvis velgernes preferanser er symmetrisk og unimodalt⁸ fordelt, kan for eksempel en normalfordelingskurve illustrere preferansene til velgermassen.

Konkurransen om flest stemmer vil medføre at partiene beveger seg mot preferansene til medianvelgeren. Partiet som får stemmen til medianvelgeren vil også få stemmene til majoriteten i befolkningen. På den måten kan vil medianvelgerens preferanser, for hvor mye som skal

⁷ Stater defineres her som en institusjon som har autoritet til å styre folket i ett samfunn og har indre og ytre suverenitet over et bestemt territorium. Dette innebærer monopol på legitim bruk av fysiske tvangsmidler.

⁸ Unimodal betyr at fordelingen kun har en "topp", slik som for eksempel normalfordelingen, t-fordelingen og χ^2 -fordelingen.

benyttes på forsvarsutgifter, bestemmer det faktiske nivået. Siden preferansene kan være vanskelig å måle, kan inntekten benyttes i stedet. Ved å anta en sammenheng mellom preferanser og inntekter, er det velgeren med medianinntekten som bestemmer nivået på de militære utgifter. Nyttedefunksjonen til medianvelgeren kan derfor aggregeres og benyttes som den sosiale nyttefunksjonen til staten. Forutsetningen om medianvelgerteorien og rasjonalitet vil bli nærmere diskutert senere i oppgaven.

Sikkerhet defineres i denne analysen som oppfattet fravær av trusler om et angrep. Denne vil være uobserverbar og må erstattes av en kvantifiserbar variabel slik som eget militært forbruk(M_i). En sosial sikkerhetsfunksjon for en stat på generell form vil være gitt av:

$$S_i = S_i(M_i, M_j, XS_i) \quad i, j = 1, \dots, n \quad i \neq j \quad (1)$$

Altså er sikkerhet gitt av eget militært forbruk, militært forbruk i andre stater(M_j), og andre strategiske eller politiske variabler(XS) som kan gi skift i sikkerhetsbilde. Variablene varierer over tid, men fotskriften t utelates innledningsvis for å forenkle fremstillingen. Økt militært forbruk i egen stat vil gi økt sikkerhet. Det militære forbruk i andre stater kan gi en positiv, nøytral eller negativ effekt på sikkerheten i eget land. Der det eksisterer allianser mellom statene(M_j^A) forventes det en positiv effekt. Fiendtlige stater(M_j^F) forventes å gi en negativ effekt på sikkerheten, og det forventes ingen effekt fra nøytrale stater(M_j^N).

$$\frac{\partial S_i}{\partial M_i} > 0 \quad \frac{\partial S_i}{\partial M_j^A} > 0 \quad \frac{\partial S_i}{\partial M_j^F} < 0 \quad \frac{\partial S_i}{\partial M_j^N} = 0 \quad (2)$$

Effektene fra allierte stater kan aggregeres på flere måter. Den enkleste metoden er å summere det militære forbruket. Alternativet er å benytte et av ytterpunktene "weakest-link" eller "best-shot" (Hirshleifer, 1983). Førstnevnte kan illustreres av en forsvarsrekke, der hvor fienden bryter gjennom ved å slå til mot det svakeste leddet. Best shot kan illustreres i form av en stats evne til å tilintetgjøre en fiende i en tidlig fase. Conybeare, Murdoch og Sandler (1994) konkluderer med at disse ytterpunktene ikke er beskrivende for NATO i perioden 1961-1987, og at det derfor vil være mest riktig å aggregere effekten fra de allierte ved å summere de militære utgiftene.

Variabelen XS har ofte vært hovedinteressen i analyser av de militære utgiftene. Hilton og Vu (1991) inkluderte en variabel for endringer i NATO-doktrinen og atomvåpenkapasiteter. Looney

og Mehay (1990) tok høyde for internasjonale hendelser som Koreakrigen og Vietnamkrigen, samt oppfattelsen av trussel og avtaler om våpennedrusting. Smith (1990) benytter også en dummy for Koreakrigen, men kontrollerer i tillegg for endringer i forsvarsstrategien og 3 % engasjementet i NATO. Finanskrisen kan gi skift i sikkerhetsbilde og dermed være aktuell som en slik variabel. En tolkning er at finanskrisen har ført til mye misnøye og opprør, som for eksempel i Spania og Hellas. En generell økning av uroligheter medfører et økt behov for sikkerhet. En annen tolkning er at finanskrisen kan ha synliggjort hvor avhengig forskjellige stater er av hverandre. På den måten kan sannsynligheten for å bli angrepet av en fiendtlig stat være betydelig redusert, selv om nivået på de militære utgiftene er uforandret.

Dudley og Montmarquette (1981) gir et eksempel på en spesifikk sikkerhetsfunksjon for individet:

$$s_i = \frac{M_i + \beta M_j^A}{N_i^\alpha} \quad (3)$$

Der β er en parameter som sier noe om hvor mye de allierte sine utgifter bidrar til individets sikkerhet (s). Variabelen N er innbyggertallet og parameter α forteller noe om egenskapene til godet. Når β er positiv, vil militære utgifter blant allierte stater bidra positivt til individets sikkerhet. Hvis $\alpha = 0$ vil sikkerhet være et rent kollektivt gode, og $\alpha = 1$ medfører at sikkerhet er privat gode. Videre i denne analysen antas det at sikkerhet er et kollektivt gode.

Etter å ha definert en sosial sikkerhetsfunksjon i likning (1), kan denne settes inn i den sosiale nyttefunksjonen som sier noe om preferansene mellom de to godene. Likning (4) gir den generelle sosiale nyttefunksjonen:

$$U_i = U_i(S_i, C_i, N_i, XU_i) \quad (4)$$

Foruten sikkerhet og konsum, inkluderer denne innbyggertallet og andre variabler som kan gi skift i nytten(XU). Økt sikkerhet eller mer konsum vil gi økt nytte, slik at:

$$\frac{\partial U_i}{\partial S_i} > 0 \quad \frac{\partial U_i}{\partial C_i} > 0 \quad (5)$$

I en stat kan forsvarsevnen bli sett på som et kollektivt gode, altså ikke-ekskluderende og ikke-rivaliserende. For en stat blir derfor nytten av sikkerhet uavhengig av innbyggertallet. Derimot oppfyller konsum trolig ikke disse kravene, og det blir konsum pr innbygger som blir vesentlig i den sosiale nyttefunksjonen. Innbyggertallet må derfor inkluderes i nyttefunksjonen.

Variabelen XU vil være forhold som gir skift i nyttefunksjonen, men som ikke fanges opp de andre forklaringsvariablene. Hilton og Vu (1991) benyttet dummyvariabler for politiske endringer i USA og Storbritannia. Looney og Mehay (1990) kontrollerte for Presidentens partitilhørighet, folkeoppslutning og sammensetningen av Kongressen i sin analyse av USA. Fritz-Aßmus og Zimmermann (1990) benytter en tidsdummy for å finne effekten av to forskjellige regjeringer. Finanskrisen kan også kategoriseres som en slik variabel. For at dette skal være tilfelle må mengde konsum og sikkerhet ha endret seg som følge av forhold som ikke fanges opp av sikkerhetsfunksjonen (XS). For eksempel har flere stater forsøkt å stimulere til vekst i egen økonomi samt redusere arbeidsledigheten ved å øke sine offentlige utgifter. Sikkerhet kan da ha blitt nedprioritert i forhold til konsumet, og finanskrisen har gitt endringer i allokeringen av ressursene.

Når en aktør søker å få størst mulig nytte, vil den være begrenset av ressursene til rådighet. For staten kan disse ressursene representeres i form av BNP (Y). Ressursene kan benyttes på sikkerhet eller konsum, og prisnivå på de respektive godene er med på å avgjøre mengden. Begrensningen staten er pålagt defineres følgende budsjettbetingelse:

$$Y_i = p_c C_i + p_m M_i \quad (6)$$

der p_c og p_m er prisnivå på henholdsvis konsum og militært forbruk.

Etterspørselen etter forsvarsgoder finnes ved å maksimere nytten med hensyn til de to godene, gitt budsjettbetingelsen. Dette gjøres ved å sette likning (1) inn i (4) og benytte dette som objektfunksjon, mens (6) benyttes som budsjettskranke i en Lagrange-likning. Følgende problem formuleres:

$$\begin{aligned} \max_{M_i, C_i} U_i [S_i(M_i, M_j, XS_i), C_i, N_i, XU_i] \\ \text{u. b. b: } Y_i = p_c C_i + p_m M_i \end{aligned} \quad (7)$$

Løsningen finnes ved å sette de partielle deriverte lik null, og løse ut med hensyn til C og M^9 .

På generell form blir da etterspørselen etter militære utgifter gitt av likning (8), og etterspørselen etter konsum av likning (9):

$$M_i = M_i(p^m/p_c, Y_i, N_i, M_j, XU_i, XS_i), \quad (8)$$

$$C_i = C_i(p^m/p_c, Y_i, N_i, M_j, XU_i, XS_i) \quad (9)$$

Etterspørselen etter konsum er ikke av interesse og vil ikke bli utledet nærmere.

Det forventes at sikkerhet er et normalt gode ($\partial M_i / \partial Y_i > 0$). Positiv inntektseffekt kan tolkes som at større inntekt gir staten flere ressurser tilgjengelig, og dermed kan de militære utgiftene økes. Eller i motsatt tilfelle så vil redusert inntekt gi færre ressurser tilgjengelig, og militære utgifter må reduseres. I tillegg kan det alternativt tolknings som at økt inntekt medfører større verdier å forsvare. Altså er det større risiko for et fiendtlig angrep, som øker kravet til sikkerheten. Men denne tolkningen innebærer at inntekt må inngå som variabel i både sikkerhetsfunksjonen og budsjettbetingelsen.

Etterspørselen etter militære goder gitt av likning (8) kan tolkes som en reaksjonsfunksjon:

$$M_i = R(\mathbf{M}_{-i}, \mathbf{X}_i) \quad (10)$$

Der \mathbf{X}_i er en vektor bestående av de eksogene variablene i sikkerhetsfunksjonen(1), nyttefunksjonen(4) og budsjettbetingelsen(6) til staten i . Vektoren \mathbf{M}_{-i} består av de militære utgiftene til alle de andre statene. Denne funksjonen gir den beste reaksjonen, gitt nivåene som er satt i de andre statene. Hvis alle aktørene velger de militære utgiftene ut fra reaksjonsfunksjonen, vil løsningen være en Nash-likevekt.

Helningen til reaksjonsfunksjonen med hensyn til \mathbf{M}_{-i} vil være bestemt av $dM_i/d\mathbf{M}_{-i}$. Ved å differensiere førsteordensbetingelsen fra maksimeringen av nyttefunksjonen(4):

$$\frac{\partial U_i}{\partial M_i} \stackrel{\text{def}}{=} U_i'_{M_i} = 0 \quad (11)$$

⁹ Antar at 2. ordens betingelse er oppfylt: $\partial U_i''_{M_i} < 0$

finnes helningen som:

$$dU_{i' M_i} = \frac{\partial U_{i' M_i}}{\partial M_i} dM_i + \frac{\partial U_{i' M_i}}{\partial M_{-i}} dM_{-i} = 0 \Rightarrow \frac{dM_i}{dM_{-i}} = - \frac{\frac{\partial U_{i' M_i}}{\partial M_{-i}}}{\frac{\partial U_{i' M_i}}{\partial M_i}} \quad (12)$$

Andreordensbetingelsen for maksimering tilsier at nevneren $\partial U_{i' M_i} / \partial M_i = \partial U_{i'' M_i}$ er negativ.

Dette medfører at fortegnet til helningen er ene og alene gitt av fortegnet til telleren

$\partial U_{i' M_i} / \partial M_{-i}$. Sistnevnte kan ha både positivt og negativt fortegn. En positiv helning tilsier at

økt militært forbruk i andre stater vil medføre økt militært forbruk i egen stat. Negativ helning

tilsier det motsatte. Disse effektene benevnes som *spill-over* effekt. Men telleren kan også ha

verdien null, som medfører at det ikke eksisterer noen spill-over. Etterspørselen etter de militære

godene er da ikke avhengig av M_{-i} . I realiteten er derfor spill-over effekten kun til stede når

helningen til reaksjonsfunksjonen er signifikant forskjellig fra null (Brueckner, 2003).

I likning (2) ble statene delt i tre: alliert, fiendtlig og nøytrale. I neste avsnitt deles derfor spill-over effekten også inn i disse kategoriene.

Spill-over fra fiendtlige stater betegnes som en *trusseleffekt*, og vil være gitt av

$\partial M_i / \partial M_j^F$. Det er intuitivt at denne forventes å være positiv. Den kalde krigen er en illustrasjon

av dette forholdet, hvor USA og Sovjetunionen fulgte hverandre i opprustningen av sine militære styrker. En økning i militære utgifter hos en fiendtlig stat medfører redusert sikkerhet i egen stat.

Egne militære utgifter vil dermed økes for å kompensere for den tapte sikkerheten. I teorien vil

ikke en nøytral stat ha noen effekt på egne militære utgifter, fordi nøytrale stater ikke vil påvirke

sikkerheten i egen stat. Det forventes derfor at $\partial M_i / \partial M_j^N = 0$. Effekten fra allierte stater på egne

militære utgifter betegnes som *spill-inn* effekt, og vil være gitt av $\partial M_i / \partial M_j^A$. Tidligere forskning

tilsier at fortegnet til spill-in er avhengig av forholdet mellom forsvarsgodene i de forskjellige

statene (Murdoch & Sandler, 1984). Hvis forsvarsgodene i de to allierte statene er substitutter er

det en tendens til negativ effekt. Der hvor forsvarsgodene er komplementære har koeffisienten

ofte et positivt fortegn, men en lav verdi. En stat blir ofte betegnet som free-rider når økt forbruk

på militære goder hos en alliert medfører redusert eget forbruk. En free-rider har altså en

signifikant negativ spill-in effekt (Murdoch & Sandler, 1990). En spill-in koeffisient på -1, vil

tilsi at den aktuelle staten reduserer sine militære utgifter like mye som alliansen øker. En positiv spill-in indikerer at statene samarbeider om forsvarsstrategien.

2.2 Forutsetninger

Den neo-klassiske modellen er mye brukt for å forklare de militære utgifter med, men har noen svakheter. Forsvarsbudsjettet i en stat blir bestemt av myndighetene ut fra utallige ulike kriterier. Det er derfor ikke gitt at en slik enkel optimaliseringsmodell som beskrevet her vil holde. Smith(1995) belyser tre forutsetninger som må være tilstede for at modellen skal ha legitimitet.

Første forutsetning ligger i velgermassen og medianvelgerteorien. Svakheten med denne teorien er at det ikke er gitt at et valg er endimensjonalt, og preferansefordelingen er trolig ikke unimodal. Dudley og Montmarquette (1981) argumenterer at det er nødvendig med en antagelse om valgprosessen for at medianvelgerteorien skal være legitim, og finner i sin undersøkelse at demokratisk regime ikke er signifikant i bestemmelsen av militære utgifter. Murdoch, Sandler og Hansen (1991) benytter militære utgifter i 10 NATO land for å teste mellom medianvelger- og oligarkimodeller¹⁰. Deres analyse pekte mot at medianvelgermodellen var aktuell i 3 nasjoner, og oligarkimodellen i 4 nasjoner. Men ingen av modellene var aktuelle i de tre siste nasjonene. De konkluderer med at mer forskning er nødvendig på dette område før det kan gis et absolutt svar på hvor anvendbare disse modellene er.

Neste forutsetning er vanlig innenfor økonomien, og går ut på at aktørene er rasjonelle. Rasjonalitet defineres som at hver aktør gjør det valget som gir høyest nytte, gitt aktørens subjektive preferanser. Når nyttefunksjonen og budsjettbetingelsen er kjent, vil kravet om rasjonalitet medføre forutsigbare resultater. På individnivå kan denne forutsetningen være troverdig, men den kan kritiseres på nasjonalt nivå. En stat er ikke en enhetlig rasjonell aktør, men derimot en kompleks og sammensatt koalisjon av mennesker i et politisk og byråkratisk landskap. Rivalisering, lobbyvirksomhet, kjøpslåing og gjentjenester innenfor det politiske miljøet kan bidra til at alternativet som velges ikke er det som gir høyest nytte. Forskjellige spill mellom individene i politikken kan gi utfall som ikke er paretooptimal. Et eksempel på en slik situasjon er det klassiske spillet Fangenes Dilemma. Selv om individene gjør rasjonelle valg, er

¹⁰ Oligarkimodeller går ut på at beslutningstakerne består av en mindre gruppe. Av definisjon styrer denne gruppen ut fra egen vinning og preferanser. I praksis kan denne modellen benyttes i situasjoner der beslutninger blir tatt av en folkevalgt og hans/hennes egenoppnevnte ministre/rådgivere

det derfor ikke gitt at staten som aktør vil gjøre rasjonelle valg. Smith (1995) viser til tre publikasjoner som ser nærmere på hvordan myndighetene blir påvirket av forskjellige faktorer i deres beslutningsprosess. Skulle det likevel være mulig å se på myndighetene som en rasjonell aktør, kan kompleksiteten på problemene og begrensingen på informasjonsbehandling fortsatt gjøre det umulig å identifisere det rasjonelle alternativet.

Den tredje forutsetningen er at beslutningstageren ikke er begrenset av standardiserte handlemåter eller beslutningsregler. Dette er forhold som ikke kommer til syne når det benyttes optimaliseringsmodeller og totale militære utgifter. Strukturelle modeller, som er basert på byråkrati, interessegrupper eller tilfredsstillende oppførsel, tar høyde for dette (Smith, 1995). Stoll (1992) konkluderte i sin analyse at størrelsen på de militære styrkene kunne forklares av enkle beslutningsregler og våpenmengde. En av konsekvensene av slike standardiserte handlemåter er *inkrementalisme*, som betyr at den største forklaringsvariabelen til årets forsvarsbudsjett er forrige års budsjett. Men inkrementalisme kan fanges opp i optimaliseringsmodeller ved å benytte tidligere års forsvarsutgifter som forklaringsvariabel. Dermed kan optimaliseringsmodellen benyttes selv om myndighetene følger standardiserte handlemåter.

Konklusjonen blir at det foreligger argumenter for at den neo-klassisk modellen presentert i dette kapitlet ikke gir et utfyllende bilde av etterspørselen til militære utgifter. Men at den i stedet gir et meget forenklet bilde av en særdeles komplisert prosess. Modellen har likevel en nytteverdi siden den gir parameter som kan tolkes, identifiserer kritiske antagelser og tilrettelegger for at resultatet kan inkluderes i en større kunnskap rundt prosessen. Modeller er i sin natur en bevisst forenkling av virkeligheten for å gi et rammeverk hvor empiri kan organiseres og spørsmål besvares (Smith, 1995). I denne analysen blir det derfor antatt at forutsetningen om medianvelgerteorien og rasjonalitet holder, og at inkluderingen av foregående års utgifter fanger opp eventuelle standardiserte handlemåter.

3. Empirisk modell

I kapittel 3 blir det tatt utgangspunkt i teorien presentert i kapittel 2, for så stegvis bygge opp en empirisk modell. De fire første delkapitlene tar for seg hver sin utfordring og hvordan disse løses i denne analysen. Først blir det tatt stilling til en teoretisk eller ateoretisk fremgangsmåte.

Deretter blir det sett nærmere på funksjonsformen til etterspørselsfunksjonen. Delkapittel 3 tar for seg problemet rundt simultanitet og delkapittel 4 ser nærmere på dynamikken i modellen. Den empiriske etterspørselsfunksjonen og noen økonometriske utfordringer presenteres i delkapittel 5, før datamaterialet og de enkelte variablene beskrives i delkapittel 6.

3.1 Teoretisk eller ateoretisk fremgangsmåte

Det som går igjen i litteraturen innenfor forsvarsøkonomisk forskning, er den store variasjonen i modellspesifikasjonene. Dette illustreres av Hartley og Sandler (1990) der de ber forskjellige forskere om å estimere etterspørsel etter militære goder i sitt respektive land. Variablene som skulle brukes var BNP, en trusselvariabel, spill-in fra allierte, og andre variabler som politisk tilhørighet i myndighetene og endringer i forsvarsstrategien. Til tross for disse gitte rammene, klarte de forskjellige bidragsyterne å presentere et vidt utvalg av modeller. Det virker usannsynlig at strukturen til prosessen som bestemmer nivået på de militære utgifter er så varierende som det kommer frem av denne forskningen. Det er nok mer sannsynlig at forskjellen ligger i forutinntatte antagelser og modelleringsteknikkene til forfatterne. En slik spredning av konkurrerende modeller er ikke uvanlig innenfor anvendt økonometri og disputten går ut på hvordan dette kan løses. En av diskusjonene omhandler hva som skal vektlegges mest av en teoretisk tilnærming eller en adekvat representasjon av empirien. Det ideelle ville være å finne en dynamisk optimeringsmodell som favner både det teoretiske og ateoretiske perspektivet, tar høyde for fremtidig nytte, og som har generell aksept blant forskermiljøet (Smith 1995). De neste to avsnittene tar for seg argumenter for en teoretisk eller ateoretisk fremgangsmåte, før en av disse velges i siste avsnitt.

Argumentet for en ateoretisk tilnærming er at prosessen som bestemmer nivået på de militære utgiftene, er så komplekse at strukturelle og teoretiske modeller ikke vil ha noen nytteverdi. Hvis motivet bak analysen er å gi modellen kun en beskrivende rolle vil denne tilnærmingen være nyttig. Den ateoretiske metoden er egnet som en praktisk måte å komme frem til prognoser, eller som en oppsummering av egenskapene til datamaterialet. Hvis modellen skal ha strukturell eller

kausalt status, må konklusjonene være troverdig. En fremgangsmåte for å oppnå dette i en ateoretisk tilnærming har vært å sette opp en "Vektor Autoregression"-modell (VAR) og teste for Granger kausalitet (Smith, 1995).

Men den ateoretiske metoden er noe kontroversiell og har blitt kritisert som ubrukelig eller misledende. Den har blitt beskyldt for å være for opptatt av økonometrisk teknikk uten å ta nok hensyn til troverdigheten bak konklusjonene som den statistiske manipulasjonen har kommet frem til (Smith, 1995). En teoretisk tilnærming vil gi muligheter til å sammenligne koeffisienter fra forskjellige analyser og muliggjør testing av teori opp mot empiri. Gitt at de teoretiske spesifikasjonene holder vil denne fremgangsmåten også gi mer effisiente estimatorer.

Et kompromiss vil være å starte med en ganske generell og vid teoretisk spesifikasjon, og deretter la empirien bestemme den eksakte formen. Problemet med denne metoden er at en modell som er tilpasset empirien, ikke kan benytte den samme empirien for å teste dens troverdighet. Smith (1989) prøver å løse dette når han utvikler en modell ved hjelp av datamaterialet for Storbritannia, for deretter benytte denne modellen på data fra Frankrike. Forholdene rundt etterspørselen til de militære godene er så kompliserte, at det er vanskelig å gjøre et entydig valg av modell. Målet for denne analysen er ikke å finne en modell som gir de faktiske forholdene rundt bestemmelsen av de militære utgiftene. Men i stedet prøve å finne signifikante effekter i utvalgsperioden. Det vil derfor bli gjort et forsøk på å finne en modell som best passer til datamaterialet. Altså velges en ateoretisk fremgangsmåte. Men som utgangspunkt for estimeringen benyttes teorien presentert i kapittel 2. Etter å ha konstruert en bred generell modell, gjøres det forskjellige manipulasjoner for å finne den modellen som best forklarer svingningene i de militære utgiftene. Den generelle etterspørselsfunksjonen er gitt i likning (8), og første steg blir å velge en funksjonsform.

3.2 Funksjonsform

Til nå har etterspørselen blitt utledet på generell form. Funksjonsformen til etterspørselen vil være avhengig av funksjonsformen til nyttefunksjonen gitt av likning (4) og (1). Mange forskjellige variasjoner er tidligere blitt benyttet, og Smith (1995) refererer til fire eksempler fra tidligere forskning: McGuire (1982, 1987) benyttet en Stone-Geary form på nyttefunksjonen som gir lineære førsteordensbetingelser av maksimeringsproblemet. Smith (1980, 1987) benytter en nyttefunksjon med konstant substitusjonselastisitet (CES), en Cobb-Douglas funksjonsform for å

beskrive sikkerheten og estimerer førsteordensbetingelsen i stedet for etterspørselen. Dunne, Pashardes og Smith (1984) benytter en Deaton-Muellbauer (1980) fleksibel form og skriver budsjettbetingelsen i form av total offentlige utgifter i stedet for statens inntekt. Okamura (1991) benytter en nyttefunksjon som er "generalized indirect translog", som gir lineære logaritmiske førsteordensbetingelser.

Murdoch og Sandler (1984) & (1986) estimerte etterspørselsfunksjoner til USA, Storbritannia, Frankrike, Belgia, Nederland, Danmark, Norge, Vest-Tyskland, og Italia for perioden 1961-1979. De benyttet også en lineær funksjonsform som trolig har blitt den mest vanlige å benytte i slik forskning (Smith, 1995).

$$M_{it} = \alpha_i + \beta_i Y_{it} + (\gamma_{1t} + \gamma_{2t} D_t) A_{i,t-1} + \varepsilon_{it} \quad (13)$$

$$A_{it} = \sum_{j=1}^N M_{jt} - M_{it} \quad (14)$$

Her er spill-in fra de andre NATO landene representert av variabelen A . Dummyen D er lik 0 før 1974 og 1 i påfølgende år, og tillater skift i etterspørselen som følge av overgangen til Flexible Response. Sistnevnte er et eksempel på den tidligere nevnte strategiske eller politiske variabelen XS .

For å se nærmere på hvordan en lineær etterspørselsfunksjon kan utledes, gjøres følgende antagelser: Nyttefunksjon har en Cobb-Douglas funksjonsform, sikkerhetsfunksjon er lineær og utledningen forenkles ved å se bort fra N , XU og XS . Den generelle nyttefunksjonen fra likning (4) kan da skrives:

$$U_i = a \log(S_i) + (1 - a) \log(C_i) \quad (15)$$

Denne nyttefunksjonen kan modifiseres til å ta høyde for et minimum av konsum (C^*) ved å erstatte $\log(C)$ med $\log(C - C^*)$. Det antas videre at det ikke eksisterer noen allierte, og at staten kun trenger å forholde seg til én truende nabostat. Sikkerhetsfunksjonen kan da skrives:

$$S_i = M_i - M_i^* = M_i - (b_0 + b_1 M_1^F) \quad (16)$$

Her er M_i^* det minste nivået på militært forbruk som staten trenger for å motstå et eventuelt angrep fra naboen. M_i^* er bestemt ut ifra et fast urelatert element (b_0) og ut fra motstanderens

militært forbruk(b_1). Det faste elementet b_0 kan tolkes som naturlig strategiske forsvarsmekanismer. Et aktuelt eksempel for Norge kan være Lyngenalpene i Nord-Norge, som vil gi b_0 et negativt fortegn. Koeffisienten b_1 kan tolkes som den relative effektiviteten av styrkene i kamp (Smith, 1995).

Ved å benytte budsjettbetingelsen gitt i likning (6) blir Lagrange funksjon:

$$L = a \log(M_i - M_i^*) + (1 - a) \log(C_i) - \lambda(Y_i - p_c C_i - p_m M_i) \quad (17)$$

Maksimering med hensyn til militært forbruk og konsum gir følgende første ordens betingelser:

$$\frac{\partial L}{\partial M_i} = \frac{a}{M_i - M_i^*} + \lambda p_m = 0 \Rightarrow \frac{a}{(M_i - M_i^*) p_m} = -\lambda \quad (18)$$

$$\frac{\partial L}{\partial C_i} = \frac{1 - a}{C_i} + \lambda p_c = 0 \Rightarrow \frac{1 - a}{C_i p_c} = -\lambda \quad (19)$$

$$\frac{\partial L}{\partial \lambda} = Y_i - p_c C_i - p_m M_i = 0 \quad (20)$$

Lagrange multiplikatoren elimineres ved å sette (18) lik (19):

$$C_i = \frac{p_m}{p_c} \frac{1 - a}{a} (M_i - M_i^*) \quad (21)$$

Etterspørselen etter militære goder finnes deretter ved å sette (21) inn i likning (20) og løse med hensyn til M_i :

$$M_i = \frac{a}{p_m} Y_i + (1 - a)(b_0 + b_1 M_1^F) \quad (22)$$

Etterspørselen etter militært forbruk er en funksjon av BNP, prisnivå, andre stater sine militære utgifter, preferanseparametere(a) og strategiske parameter(b).

Ved å anta at de militære og sivile prisene er konstante i forhold til hverandre, kan det benyttes realverdier for BNP. Det er da enkelt å skrive likning (22) som en etterspørsel med lineær funksjonsform:

$$M_i = \alpha + \beta_1 Y_i^{real} + \beta_2 M_1^F \quad (23)$$

3.3 Simultanitet

En lineær etterspørselsfunksjon kan estimeres ved hjelp av OLS. Men estimatoren vil da inneholde en skjevhet. Årsaken til dette er at restleddet korrelerer med de militære utgiftene i de andre statene, samtidig som sistnevnte inngår som en forklaringsvariabel. Denne korrelasjonen henger sammen med at de militære utgiftene blir bestemt simultant i hver enkelt stat. For å se nærmere på dette simultanitetsproblemet, tas det utgangspunkt i etterspørselen gitt av likning (8) med en lineær funksjonsform. Utledningen forenkles ved å se bort fra et eventuelt konstantledd og på kun 2 stater($i, j = 1,2$):

$$M_1 = \beta_1 M_2 + \mathbf{X}_1 \boldsymbol{\theta}_1 + e_1 \quad (24)$$

$$M_2 = \beta_2 M_1 + \mathbf{X}_2 \boldsymbol{\theta}_2 + e_2 \quad (25)$$

Her vil \mathbf{X} være en vektor av de eksogene variablene i etterspørselsfunksjonen. Parameteren β gir spill-over effekten og $\boldsymbol{\theta}$ er en vektor av parameter for de respektive eksogene variablene. Det stokastiske restleddet er gitt av e . Ved å løse (24) og (25) med hensyn på M_1 kan det på redusert form skrives:

$$M_1 = \frac{1}{1 - \beta_1 \beta_2} \mathbf{X}_1 \boldsymbol{\theta}_1 + \frac{\beta_1}{1 - \beta_1 \beta_2} \mathbf{X}_2 \boldsymbol{\theta}_2 + \frac{1}{1 - \beta_1 \beta_2} (e_1 + \beta_1 e_2) \quad (26)$$

Fra likning (26) er det tydelig at M_1 er avhengig av e_2 slik at $cov(M_1, e_2) \neq 0$. Dermed vil ikke Gauss-Markov-betingelsen; $E(M_1 | e_2) = 0$, være oppfylt og estimering av likning (25) med OLS vil gi en skjev estimator. Tilsvarende gjelder for likning (24). Ved å utvide til n stater og skrive på matriseform kan ligningssystemet (24) og (25) skrives som:

$$\begin{pmatrix} M_1 \\ M_2 \\ \vdots \\ M_n \end{pmatrix} = \beta \begin{pmatrix} 0 & \omega_{12} & \cdots & \omega_{1n} \\ \omega_{21} & 0 & \cdots & \omega_{2n} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \omega_{n1} & \omega_{n2} & \cdots & 0 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} M_1 \\ M_2 \\ \vdots \\ M_n \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \mathbf{X}_1 & 0 & \cdots & 0 \\ 0 & \mathbf{X}_2 & \cdots & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & \cdots & \mathbf{X}_n \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \boldsymbol{\theta}_1 \\ \boldsymbol{\theta}_2 \\ \vdots \\ \boldsymbol{\theta}_n \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} e_1 \\ e_2 \\ \vdots \\ e_n \end{pmatrix} \quad (27)$$

Spill-over effekten er her delt opp i to: β er uavhengig av forholdene mellom statene, mens ω_{ij} representerer en vektingsfaktor som sier noe om hvor stor effekt stat j sine militære utgifter vil påvirke stat i . Et eksempel kan være at denne faktoren representerer hvor stor andel av stat j som grenser mot stat i .

Likning (27) kan skrives om til:

$$\mathbf{M} = \beta \mathbf{W} \mathbf{M} + \mathbf{X} \boldsymbol{\theta} + \mathbf{e} \quad (28)$$

Her benevner \mathbf{W} en vektingsmatrise, og denne likningen gir løsningen:

$$\mathbf{M} = (\mathbf{I}_n - \beta \mathbf{W})^{-1} \mathbf{X} \boldsymbol{\theta} + (\mathbf{I}_n - \beta \mathbf{W})^{-1} \mathbf{e} \quad (29)$$

Den tilfeldige staten k sine militære utgifter (M_k), er avhengig av rad k i matrisen $(\mathbf{I}_n - \beta \mathbf{W})^{-1}$ multiplisert med alle restleddene gitt av vektoren \mathbf{e} . Dermed er hvert enkelt element i \mathbf{M} korrelert med alle restleddene, og OLS estimatoren for β vil inneholde en skjevhet (Brueckner, 2003).

Kjernen til simultanitetsproblemet ligger altså i spill-over effekten, gitt av $\beta \mathbf{W}$. Før det presenteres en løsning på problemet, deles spill-over effekten opp i effekter fra fiendtlige, nøytrale og allierte stater. Siden alle statene bestemmer nivået på sine militære utgifter samtidig, vil simultanitetsproblemet være gjeldende uavhengig hvilket forhold det er mellom statene. I kapittel 2 ble det forventet en positiv effekt fra fiendtlige stater, negativ fra allierte stater, og ingen effekt fra nøytrale stater. I enkleste form kan dette modelleres ved å gi ω_{ij} i likning (27) et negativt fortegn når stat i og j er allierte, og lik null når en av statene er nøytrale. Fiendtlige stater beholder et positivt fortegn. En annen metode vil være å skille de tre effektene fra hverandre ved å skrive likning (28) som:

$$\mathbf{M} = \beta^F \mathbf{W}^F \mathbf{M} + \beta^A \mathbf{W}^A \mathbf{M} + \beta^N \mathbf{W}^N \mathbf{M} + \mathbf{X} \boldsymbol{\theta} + \mathbf{e} \quad (30)$$

Her vil $\omega_{ij} = 1$ i \mathbf{W}^F , når stat i og j er fiendtlige. Tilsvarende vil $\omega_{ij} = 1$ i \mathbf{W}^A når stat i og j er allierte, og i \mathbf{W}^N når en av statene er nøytrale. I de resterende tilfellene vil $\omega_{ij} = 0$. β^F vil sammen med tilhørende vektingsfaktor gi trusseleffekten, spill-inn vil være gitt av en vektingsfaktor og β^A , og eventuell effekt fra nøytrale land vil være gitt av β^N og dens vektingsfaktor¹¹. De allierte statene vil være representert av NATO, og medlemmene vil være gitt av $i, j = 1, \dots, l$. Trusselen vil i denne oppgaven kun bestå av Russland. Dette valget begrunnes

¹¹ Her defineres ω_{ij} slik at den kun kan ha to verdier; 0 eller 1. En stat med to fiender kan dermed ikke skille på truslene fra de to, og begge fiendene blir likeverdige. En alternativ løsning er derfor å la ω_{ij} ha en glidende overgang fra 0 til 1, der et høyere tall representerer et høyere spenningsnivå mellom de aktuelle statene. Tilsvarende kan gjøres for allierte, hvor et høyere tall kan representere sterkere allianse, bedre samtredning, felles interesser, felles doktriner, osv. Dette åpner også for at to stater som pr definisjon er allierte, kan ha forskjellig syn på hvor sterk alliansen er.

senere i oppgaven. Matrisen \mathbf{W}^F vil dermed inneholde verdier i kun én linje og én kolonne. Likning (30) skrives om ved å endre notasjonen for militære utgifter i Russland(M_{RUS}) til trusselvariabel(T), og antar at nøytrale stater ikke påvirker militære utgifter i andre stater¹². Setter altså ($M_{RUS} = T$), ($\beta^N = 0$) og skriver:

$$\mathbf{M}_{-RUS} = \boldsymbol{\delta}T + \beta^A \mathbf{W}_{-RUS}^A \mathbf{M}_{-RUS} + \mathbf{X}_{-RUS} \boldsymbol{\theta}_{-RUS} + \mathbf{e}_{-RUS} \quad (31)$$

$$T = \mu \sum_{i=1}^l M_i + \mathbf{X}_{RUS} \boldsymbol{\theta}_{RUS} + e_{RUS} \quad (32)$$

Her er benevnningen forenklet noe ved å sette $\beta^F \omega_{i,RUS} = \delta_i$, og definere $\boldsymbol{\delta}$ som en kolonnevektor av ($\delta_1, \delta_2, \dots, \delta_l$). Matriser med fotskrift $_{-RUS}$ indikerer at verdiene for Russland er fjernet. Videre er det antatt at Russland ser på NATO som en samlet trussel og ikke skiller mellom de forskjellige medlemmene, slik at $\omega_{RUS,1} = \omega_{RUS,2} = \dots = \omega_{RUS,l}$. Kan da definere $\beta^F \omega_{RUS,i} = \mu$.

Antar videre at det enkelte medlemslandet i NATO ikke skiller på de militære utgiftene fra de andre medlemmene. Dette betyr at for eksempel Norge vurderer en økning i Danmark sine militære utgifter som likeverdig til en tilsvarende økning i USA. Kan da skrive $\omega_{12} = \omega_{13} = \dots = \omega_{1l}$, $\omega_{21} = \omega_{23} = \dots = \omega_{2l}$, osv., og forenkler uttrykket ved å definere $\beta^A \omega_{il} = \gamma_i$.

$$M_1 = \gamma_1 M_{-1} + \delta_1 T + \mathbf{X}_1 \boldsymbol{\theta}_1 + e_1 \quad (33)$$

$$M_2 = \gamma_2 M_{-2} + \delta_2 T + \mathbf{X}_2 \boldsymbol{\theta}_2 + e_2 \quad (34)$$

⋮

$$M_l = \gamma_l M_{-l} + \delta_l T + \mathbf{X}_l \boldsymbol{\theta}_l + e_l \quad (35)$$

$$T = \mu \sum_{i=1}^l M_i + \mathbf{X}_{RUS} \boldsymbol{\theta}_{RUS} + e_{RUS} \quad (36)$$

$$\text{Der } M_{-i} = \sum_{j=1}^l M_j - M_i \quad i, j = 1, \dots, l$$

Spill-over effekten for et NATO-medlem har da blitt delt opp i en spill-in effekt fra de allierte i form av γ_i og trusseffekt fra Russland i form av δ_i . Russland har ingen spill-in effekter, men en

¹² Mellomregningen fra likning (27) til likning (36) utledes detaljert i appendikset

trusseffekt fra NATO i form av μ . Effekten fra nøytrale er utelatt, da denne forventes å være null.

Simultanitetsproblemet kan løses ved å benytte instrumentvariabler til å estimere spill-over effektene. Metoden stiller to krav til instrumentvariablene. De må være relevante, som betyr at de er korrelert med den aktuelle forklaringsvariabelen. Og de må være eksogene, som betyr at de ikke korrelert med restleddet.

Utleder dette nærmere ved å benytte likning (24) og (25) der \mathbf{X}_2 benyttes som instrument for M_2 . Kravet om relevans vil være $cov(\mathbf{X}_2, M_2) \neq 0$, og kravet om eksogenitet vil være $cov(\mathbf{X}_2, e_1) = 0$. Ved å estimere likning (25), er kravet om relevans oppfylt hvis hypotesen $H^0: \boldsymbol{\theta}_2 = 0$ kan forkastes. Forenkler utledningen ved å anta $\boldsymbol{\theta}_1 = 0$, og benytter kovarianser slik at likning (24) kan skrives:

$$cov(\mathbf{X}_2, M_1) = \beta_1 cov(\mathbf{X}_2, M_2) + cov(\mathbf{X}_2, e_1) \quad (37)$$

Under forutsetningen om eksogenitet kan dette skrives som:

$$\beta_1 = \frac{cov(\mathbf{X}_2, M_1)}{cov(\mathbf{X}_2, M_2)} \quad (38)$$

Dermed kan det finnes en estimator for β_1 som er konsistent, gitt at kravene om relevans og eksogenitet er oppfylt (Wooldridge, 2009).

Som instrumenter til M_{-i} og T på høyre side av likningene (33) til (36), benyttes tidsserieegenskapene til de militære utgiftene. Utleder her for de allierte, men tilsvarende vil også gjelde for Russland. Ved å anta at utgiftene primært er gitt av tidligere verdier, kan følgende likning formuleres:

$$M_{jt} = \rho_{0j} + \rho_{1j}M_{jt-1} + \dots + \rho_{pj}M_{jt-p} + \mathbf{X}_{jt}\boldsymbol{\varphi}_j + V_{jt} \quad (39)$$

$\boldsymbol{\varphi}_j$ er her en vektor med parameter og V_{jt} er et restledd med standard stokastiske egenskaper. Ved å estimere parameterne i likning (39), kan de estimerte militære utgifter finnes som:

$$\hat{M}_{jt} = \hat{\rho}_{0j} + \hat{\rho}_{1j}M_{jt-1} + \dots + \hat{\rho}_{pj}M_{jt-p} + \hat{\mathbf{X}}_{jt}\boldsymbol{\varphi}_j \quad (40)$$

Kravet om relevans vil være oppfylt hvis de estimerte parameterne til $\rho_{j1}, \dots, \rho_{jp}$ og $\boldsymbol{\varphi}_j$ er signifikant forskjellig fra null. Da vil de respektive variablene korrelere med de militære utgiftene, slik at $cov(M_{jt}, M_{jt-1}) \neq 0$, $cov(M_{jt}, M_{jt-p}) \neq 0$, osv. Kravet om eksogene instrumenter tilsier at de ikke skal korrelere med restleddet i den opprinnelige likningen, slik at $cov(e_{it}, M_{jt-1}) = \dots = cov(e_{it}, M_{jt-p}) = cov(e_{it}, \mathbf{X}_{jt}) = 0$. Sistnevnte kan ikke testes, og må derfor være gitt intuitivt eller begrunnes i form av teori. Argumentasjon for eksogenitet vil bli presentert sammen med de enkelte variablene senere i dette kapittelet.

Gitt at betingelsene er oppfylt, kan det formuleres en ny modell med instrumentvariabler:

$$M_{it} = \hat{\gamma}_i \hat{M}_{-i,t} + \hat{\delta}_i \hat{T}_t + \mathbf{X}_{it} \boldsymbol{\theta}_i + e_{it} \quad (41)$$

$$T_t = \hat{\mu} \sum_{i=1}^k \hat{M}_{it} + \mathbf{X}_{RUS,t} \boldsymbol{\theta}_{RUS} + e_{RUS,t} \quad (42)$$

$$\hat{M}_{-i,t} = \sum_{j=1}^l \hat{M}_{jt} - \hat{M}_{it} \quad (43)$$

$$\hat{M}_{jt} = \hat{\rho}_{0j} + \hat{\rho}_{1j} M_{jt-1} + \dots + \hat{\rho}_{pj} M_{jt-p} + \hat{\mathbf{X}}_{jt} \boldsymbol{\varphi}_j \quad (44)$$

$$\hat{T}_t = \hat{\rho}_{0,RUS} + \hat{\rho}_{1,RUS} T_{t-1} + \dots + \hat{\rho}_{p,RUS} T_{t-p} + \hat{\mathbf{X}}_{RUS,t} \boldsymbol{\varphi}_\tau \quad (45)$$

Der $i, j = 1, \dots, l$

I likning (41) vil $E(M_1 | e_2, \dots, e_3, e_l, e_{RUS}) = E(M_2 | e_1, e_3, \dots, e_l, e_{RUS}) = \dots = 0$ og Gauss-Markov-betingelsen er oppfylt. Tilsvarende gjelder for T i likning (42). $\hat{\gamma}_i$, $\hat{\delta}_i$ og $\hat{\mu}$ vil gi estimat analogt til γ_i , δ_i og μ når begge kravene til instrumentene er oppfylt.

3.4 Dynamikk

Dynamikken i prosessen er en viktig faktor både ut fra teoretisk og empirisk perspektiv. Smith (1995) viser dette ved å ta en ateoretisk tilnærming til dynamikken. Følgende enkel modell defineres for de militære utgiftene:

$$\ln(M_t) = \rho_0 + \rho_1 \ln(M_{t-1}) + \rho_2 \ln(M_{t-2}) + \eta t + \varepsilon_t \quad (46)$$

Her benyttes logaritmen til de militære utgiftene, slik at estimatorene til de differensierte variablene kan tolkes som vekstrater. Det tas høyde for en trend i form av ηt , og det stokastiske

restleddet som følger de standard forutsetningene er gitt av ε_t . Smith benytter data fra tabell 7.1A i Murdoch og Sandler (1990) og finner estimatene for de fire største medlemmene i NATO; USA, Frankrike, Tyskland og Storbritannia, i perioden 1960 til 1958. Hvis $\rho_1 = 1$ og $\rho_2 = 0$ er prosessen en "random walk" og hvis $\rho_1 + \rho_2 = 1$ er det en førsteordens autoregresjon av vekstratene. I begge disse spesielle situasjonene er det en enhetsrot i prosessen. For alle de fire landene ble det gjennomført en "Argumented Dickey Fuller" test, ADF(1). Resultatet var at hypotesen om at tidsseriene var integrert av første orden, I(1), ikke kunne forkastes. Altså ved hjelp av å differensiere modellen en gang, kunne man oppnå en stasjonær modell. Ingen av likningene viste signifikant seriekorrelasjon, og en høy R^2 indikerte at minst 89 % av variasjonen kunne forklares ut i fra denne ateoretiske fremgangsmåten¹³. Men hypotesen om random walk med drift kunne ikke forkastes for Frankrike og Storbritannia. Den ateoretiske tilnærmingen kan derfor kun forklare de militære utgiftene i 2 av de fire NATO-medlemmene. Men selv om resultatene ikke gir en entydig konklusjon, er de med på å illustrere at dynamikken i utgiftene kan være relevant. Det blir derfor naturlig å inkludere tilbakedaterte verdier for de militære utgiftene i den generelle modellen.

I en modell hvor den avhengige variabelen er inkludert som tilbakedaterte forklaringsvariabler, vil det være ønskelig å kontrollere om modellen er stabil og stasjonær. Det vil si at det ikke eksisterer noen enhetsrøtter. Den vanligste metoden er å gjennomføre en ADF-test som det ble gjort i modellen gitt av likning (46). Utfordringen i denne analysen er at det benyttes paneldata, og at statene i datamaterialet ble medlem av NATO på forskjellige tidspunkter. Datamaterialet er derfor ikke balansert, noe som vanskeliggjør testingen. En alternativ metode for å kontrollere for enhetsrøtter er å se direkte på estimatene. For at de karakteristiske røttene skal ligge innenfor enhets sirkelen, må $\sum_{i=1}^p \rho_i < 1$. Dette betegnes som den nødvendige betingelsen. Siden ρ_i kan være både positiv og negativ er det tilstrekkelig om $\sum_{i=1}^p |\rho_i| < 1$ (Enders, 2010). Hvis den tilstrekkelige betingelsen er oppfylt, er det ikke nødvendig å beregne de karakteristiske røttene. Hvis kun den nødvendige betingelsen er oppfylt må røttene beregnes.

For å ta høyde for de dynamiske egenskapene, inkluderes en tilbakedatert avhengig variabel som forklaringsvariabel. Dette er også en enkel måte å ta høyde for utelatte variabler (Wooldridge, 2009). Hvis den utelatte variabelen er med på å bestemme de militære utgiftene i en periode, så er

¹³ Den høye R^2 er noe misledende, illustrert av R^2 til den differensierte modellen som gikk fra 0,11 til 0,42.

det stor sannsynlighet for at den var med på å bestemme nivået i foregående periode også. På den måten fungerer den tilbakedaterte variabelen som en proxy for de utelatte variablene. Altså kan modellen på denne måten fange opp eventuelle standardiserte handlemåter som beskrevet i teorikapittelet.

3.5 Empiriske modell

Etter å ha valgt en ateoretisk fremgangsmåte og en lineær etterspørselsfunksjon, samt tatt høyde for simultanitet og dynamikk, kan den generelle empiriske modellen formuleres. I denne analysen er det kun etterspørselen etter de militære utgiftene i NATO som er av interesse og med utgangspunkt i likning (41) vil denne være gitt av:

$$M_{it} = \beta_0 + \pi_1 M_{it-1} + \hat{\gamma} \hat{M}_{-i,t} + \hat{\delta} \hat{T}_t + \theta_1 Y_{it} + \theta_2 \left(\frac{P_m}{P_c} \right)_{it} + \theta_3 N_{it} + \alpha_i + \varepsilon_{it} \quad (47)$$

M – Militære utgifter

\hat{M}_{-i} – Spill-in variabel gitt av likning (43) og (44)

\hat{T} – De militære utgiftene i Russland som trusselvariabel gitt av likning (45)

Y – Brutto Nasjonalprodukt

P_m – Priser på militære goder

P_c – Priser på sivile goder

N – Antall innbyggere

β_0 - Konstantledd

α_i – Individspesifikt restledd

ε_{it} – Idiosynkratisk restledd som følger de standard økonometriske forutsetningene.

Datamaterialet inneholder empiri for Russland og alle de 28 medlemsnasjonene i NATO fra 1988 til 2012. Altså er $l = 28$, $i = (1, \dots, l)$ og $t = (1988, \dots, 2012)$.

Her er restleddet delt opp i to ledd for å skille på den individspesifikke og idiosynkratiske delen. Forutsetningen for en forventningsrett estimator er blant annet at restleddet ikke er korrelert med en av forklaringsvariablene. I denne analysen er det stor sannsynlighet for at den individspesifikke delen ikke oppfyller dette kravet. For eksempel vil myndighetene i de forskjellige statene ha ulik struktur og sammensetning, det kan eksistere ulike handelsavtaler, samt forskjellige lover og regler som argumenterer for at det individspesifikke restleddet skaper problemer. En løsning er å benytte en "fixed effect"(FE) eller "random effect"(RE)

transformasjon. FE går ut på å trekke fra gjennomsnittet over tid. Siden det individspesifikke restleddet er konstant over tid, vil dette være uforandret og forsvinner fra likningen. Ser nærmere på dette ved å forenkle likning (47) til kun å inneholde én variabel, og skriver:

$$M_{it} = \beta_0 + \theta_1 Y_{it} + \alpha_i + \varepsilon_{it} \quad (48)$$

Gjennomsnittet over tid vil være gitt av:

$$\overline{M}_{it} = \overline{\beta}_0 + \theta_1 \overline{Y}_{it} + \alpha_i + \overline{\varepsilon}_{it} \quad (49)$$

Der $\overline{M}_{it} = \sum_{t=1}^T M_{it}$ osv.

Ved å trekke likning (49) fra (48) kan følgende likning estimeres med OLS:

$$\ddot{M}_{it} = \ddot{\beta}_0 + \theta_1 \ddot{Y}_{it} + \ddot{\varepsilon}_{it} \quad (50)$$

Der $\ddot{M}_{it} = M_{it} - \overline{M}_{it}$ osv.

Altså er ikke α_i lengre en del av funksjonen mens θ_1 er uforandret. Random effect er noe mer komplisert å utlede, men meget forenklet så estimeres likning (50) der $\ddot{M}_{it} = M_{it} - \psi \overline{M}_{it}$. Verdien på ψ vil variere fra 0 til 1, og er avhengig av variansen til restleddene og antall perioder i utvalget. Hvis $\psi = 0$ vil RE tilsvare det samme som Pooled OLS, og $\psi = 1$ vil medføre at RE er det samme som FE (Wooldridge, 2009).

En annen feilkilde kategoriserer som målefeil. Denne kan eksistere i den avhengige variabelen og i forklaringsvariablene. Hvis den avhengige variabelen inneholder målefeil, og denne er uavhengig av forklaringsvariablene, vil dette føre til at variansen til estimatene øker. Estimatorene vil altså fortsatt være forventningsrett. Men hvis det er en klassisk målefeil i forklaringsvariablene, vil dette derimot være en skjevhet i estimatorene (Wooldridge, 2009). Når det gjelder den avhengige variabelen i denne analysen, så er sannsynligheten for at de militære utgiftene inneholder målefeil ganske store. For det første definerer statene sine militære utgifter forskjellig. For det andre er det av sikkerhetspolitiske årsaker mulig at en stat bevisst rapporterer feil nivå, da særlig i form av underrapportering. Noe av denne målefeilen kan korrigeres ved å bruke en felles definisjon. utfordringen ligger i at de militære utgiftene også benyttes som forklaringsvariabler. Det blir sett litt nærmere på problemet med feilrapportering under beskrivelsen av datamaterialet, og da særlig under avsnittet om trusselvariabelen.

Heteroskedastisitet vil si at restleddvariansen ikke er konstant men avhengig av forklaringsvariablene. Konsekvensen av dette er at t-statistikken til en OLS estimator ikke er t-fordelt. Dermed blir de standard hypotesetestene ikke gyldig lengre. Men dette løses enkelt ved å estimere robuste koeffisienter. Dette er i dag inkludert i de fleste statistikkprogrammer (Wooldridge, 2009).

Den siste feilkilden ligger i multikollinearitet. Det vil si at en av forklaringsvariablene i stor grad kan forklares av en lineær funksjon av de andre forklaringsvariablene i modellen (Wooldridge, 2009). En konsekvens av dette er at estimatorene vil ha en større varians og standardavvik. Det kan derfor resultere i at nullhypotesen ikke forkastes, og estimatene da fremstår som ikke-signifikante. Den beste løsningen på dette problemet er å øke antall observasjoner. En alternativ løsning er å fjerne en av forklaringsvariablene, men dette kan igjen gi problemer i form av en utelatt variabel

3.6 Datamaterialet

Det meste av datamaterialet er hentet fra databasen til Verdensbanken (The World Bank, 2013a). De samler inn tall fra de forskjellige statene sine egne statistiske byrå. Kvaliteten på dataen er derfor veldig avhengig av den enkelte stat sine metoder og systemer for innsamling av empiri. Verdensbanken jobber kontinuerlig med å hjelpe utviklingsland til å forbedre sin innsamling av statistikk (The World Bank, 2013b). I denne oppgaven blir det primært benyttet tall fra godt utviklet industriland, slik at det er rimelig å anta at det ikke eksisterer nevneverdig kritiske forhold rundt datakvaliteten.

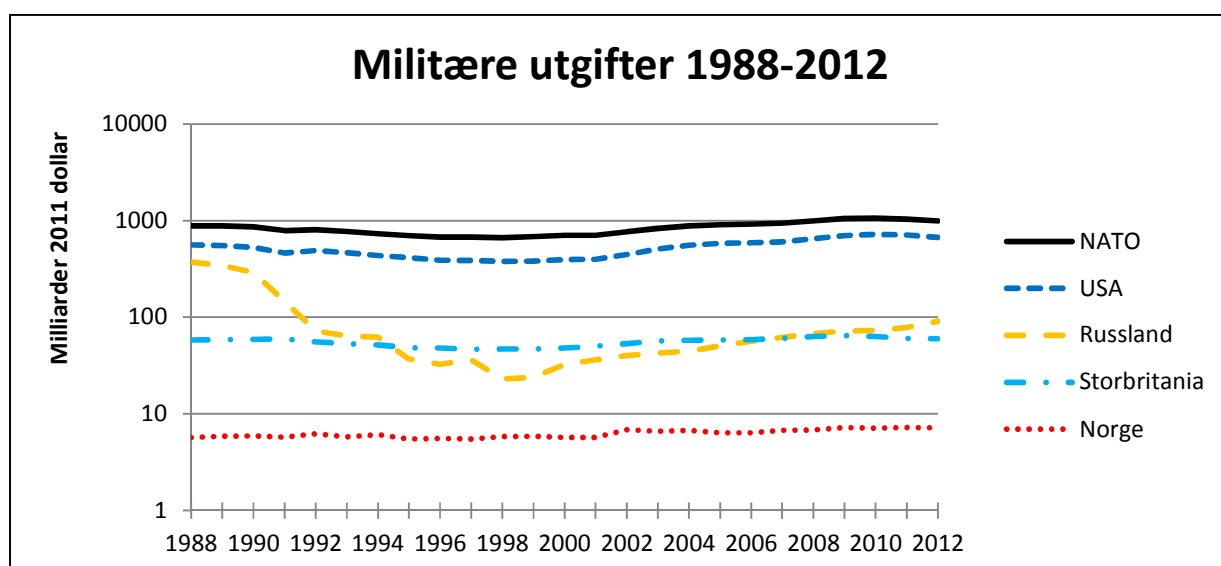
Data for de militære utgiftene er hentet fra Stockholm International Peace Research Institute (SIPRI, 2013a). Dette er et uavhengig internasjonalt institutt dedikert til forskning på konflikter, opprustinger, våpenkontroll og nedrustninger (SIPRI, 2013b). SIPRI bygger sin database på åpne kilder, men gjennomfører også en årlig spørreundersøkelse. Deres database er mye brukt i forskning på militære utgifter.

Den avhengige variabelen

Forskjellige land definerer militære utgifter på forskjellig måte. Utfordrende områder er for eksempel atom- eller romfartsprosjekter som har både sivil og militær funksjon, samt vernepliktige og paramilitære styrker. I sin innsamling av data, benytter SIPRI en egen definisjon

av militære utgifter. Dette gjør det mulig å sammenligne tallene fra de forskjellige land. Der det er mulig inkluderer tallene utgifter til: (a) militære styrker, inkludert fredsbevarende styrker, (b) forsvarsdepartement og andre offentlige organisasjoner engasjert i forsvarsprosjekter, (c) paramilitære styrker når disse anses som trent, utstyrt og tilgjengelig for militære operasjoner, og (d) militær romfartsaktivitet. Dette vil da inkludere utgifter til (i) personell, herunder nåværende sivile og militære, pensjoner til militært personell og sosiale utgifter til personellet og deres familier, (ii) operasjoner og vedlikehold, (iii) innkjøp, (iv) militær forskning og utvikling, (v) militær anleggsarbeid, og (vi) militærhjelp. SIPRI inkluderer ikke sivilforsvar og nåværende utgifter til tidligere militære aktiviteter som veteranstøtte, demobilisering, konvertering av våpenproduksjonsanlegg og våpendestruksjon (SIPRI, 2013c). Det antas at SIPRI sin definisjon, og deres innsamlingsmetoder, korrigerer noe av en eventuell målefeil. SIPRI oppgir de militære utgiftene i lokal valuta og konstante 2011 dollar. Sistnevnte blir benyttet i denne analysen og er justert både for endringer i pris og valuta. De militære utgiftene er i hele tusen dollar.

Figur 1 viser at de militære utgiftene i NATO har vært relativt stabile. Endringene i NATO følger i hovedsak utviklingen til de militære utgiftene i USA. Samtidig har utgiftene til Russland hatt en betydelig nedgang etter 1990, for så få en stabil vekst fra år 2000. Sistnevnte kan forklares med at de militære utgiftene i Russland fra 1988 til 1990 er samlede utgiftene i Sovjetunionen. På grunn av oppløsningen av Sovjetunionen, eksisterer det ikke tall for 1991.



Figur 1: Illustrasjon av de militære utgiftene i utvalgte nasjoner. Logaritmisk skala

Forklaringsvariablene

Effekten fra de allierte statene aggregeres ved å summere deres militære utgifter, i henhold til den tidligere nevnte analysen til Conybeare, Murdoch og Sandler (1994). Hvis en økning i de militære utgiftene blant alle de andre medlemmene i NATO fører til en nedgang i de militære utgiftene i et medlemsland, er dette indikasjoner på at det aktuelle medlemmet ikke bidrar relativt like mye som resten. Et negativt estimat til spill-in variabelen indikerer med andre ord at den aktuelle nasjonen er en free-rider. En analyse av overgangen til Flexible Response viste en reduksjon av free-riding blant Storbritannia, Belgia, Nederland, Norge, Danmark og Tyskland (Murdoch & Sandler, 1984). Valget av nivå på de militære utgiftene kan ses på som et spill mellom de forskjellige statene. Nivået som blir satt vil for hvert år være en form for Nash-likevekt. Siden Nash-likevekt er et tidløst konsept, er det derfor ingen grunn til å inkludere tilbakedaterte verdier av spill-in variabelen. Tilsvarende gjelder også for trusselvariabelen (Sandler & Hartley, 1995) Derfor kan det argumenteres for at tidligere verdier av andre stater sine militære utgifter er uavhengige av nåværende utgifter i egen stat. På den måten blir det ingen korrelasjon mellom restleddet i etterspørselsfunksjonen for egen stat, og tidligere militære utgifter i de andre statene. Altså $cov(e_{it}, M_{jt-1}) = \dots = cov(e_{it}, M_{jt-p}) = 0$, og kravet om eksogene instrumenter er oppfylt.

Begrunnelse for å benytte Russland som trusselvariabel er at NATO ble opprettet delvis for å stå imot WTO og Sovjetunionen. Etter oppløsningen av WTO har flere av de tidligere medlemmene blitt med i NATO, og Russland står igjen som den eneste reelle trusselen. Russland har også tradisjonelt blitt benyttet som trusselvariabel i tidligere studier slik som de fleste analysene samlet sammen av Hartley og Sandler (1990). Da Russland var en del av Sovjet, eksisterte det stor usikkerhet rundt hva som var deres virkelige militære utgifter. Det var ganske sikkert at det offisielle tallet var for lavt, og det var usikkert om noen i Sovjet faktisk viste hva det virkelige tallet var. CIA benyttet en "building block figure"¹⁴. Denne hadde derimot svakheter som resulterte i en kraftig økning i de estimerte Sovjetiske militære utgiftene på midten av 1970-tallet. Årsaken lå i en revurdering av den Sovjetiske industrien, som fikk konsekvenser for valutakursen (Smith, 1995). Den samme usikkerheten er ikke like gjeldende i dag, da den Russiske økonomien er mer åpen. Noe feilrapportering og målefeil vil det nok fortsatt være. Men når tallene benyttes

¹⁴ Modellen gikk ut på å summere Sovjet sine styrker ved å bruke amerikanske priser, for så regne om til rubler og dividere med BNP for å finne andelen benyttet på militæret (Smith, 1995).

som en trusselvariabel for å forklare de militære utgiftene i NATO, har det ingen betydning hva de virkelige tallene er. Det viktige er hva NATO tror Russland benytter på de militære styrkene (Ostrom Jr & Marra, 1986). Dermed vil problemene rundt målefeil være ytterligere redusert. Etter den kalde krigen har ikke Russland vært like tydelig trussel til NATO. Et godt eksempel på endringen i relasjonen mellom NATO og Russland, er The NATO-Russia Council(NRC)¹⁵. Dagens sikkerhetsbilde er betydelig mer kompleks og truslene mot NATO er vanskeligere å definere. Etter Berlinmurens fall og i en multipolar¹⁶ verden, blir Russland som trusselvariabel ikke like intuitivt gitt (Gadea, Pardos, & Pérez-Forniés, 2004). En alternativ løsning kan være å benytte terroristaksjoner som mål på trussel. "International Terrorism Attributes of Terrorist Events"(ITERATE) er en database som viser transnasjonale terroristaksjoner helt tilbake til 1968. Det medfører store kostnader for å få tilgang til denne databasen, og den kunne dessverre ikke benyttes i denne analysen. Russland blir da det beste alternativet som er tilgjengelig. Men det kan argumenteres for at Russland står ovenfor mye av de samme truslene som NATO. Den store geografiske utstrekningen til landet medfører at de har en nærhet til blant annet Midtøsten, deres bånd til Asia knytter de mot spenninger i dette området og de har også vært offer for terroristaksjoner. På den måten vil Russland kunne fungere som et instrument for det som truer den vestlige verden. Det er uansett av interesse å inkludere Russland som variabel i analysen, for på den måten kunne avvise eller bekrefte om de er en signifikant trussel.

BNP er definert som summen av netto aggregert verdi av all produksjon i økonomien, pluss eventuell beskatning og minus eventuelle subsidier som ikke er inkludert i netto verdi. Det er ikke tatt høyde for avskrivning av fabrikkerte eiendeler, samt forringelse og nedbryting av naturressurser (The World Bank, 2013a). Det er aktuelt å benytte BNP i andre stater som instrument for å estimere spill-in effekten. Kravet til BNP blir da $cov(e_{it}, Y_{jt}) = 0$. Dagens globale økonomi er av slik karakter at det er liten tvil om BNP i forskjellige stater korrelerer. Men siden det kontrolleres for egen BNP i etterspørselsfunksjonen, vil denne korrelasjonen fanges opp. Restleddet kan dermed antas å være uavhengig av BNP til andre stater, og kan benyttes som instrument.

¹⁵NRC er et organ som ble etablert i 2002 men bygger på avtaler etablert allerede i 1997. NRC tilrettelegger for et bedre forhold mellom de tidligere fiendene ved å søke etter politiske løsninger på sikkerhetsspørsmål i en tidlig fase, felles tilnærminger og utviklingen av et praktisk samarbeid (NATO, 2013).

¹⁶ Multipolar er når flere enn to stater har majoriteten av økonomisk, kulturell og militær innflytelse i verden. Dette er i motsetning til Unipolar eller Bipolar hvor det er kun snakk om én eller to stater. Da den Kalde Krigen var på sitt mest intense var dette et eksempel på Bipolar verden der NATO og WTO hadde høyst innflytelse.

Største utfordring med datamaterialet er å samle troverdige tall på prisnivåer. For sivile varer har det vært mulig å benytte konsumprisindekser i en lengre periode, men de færreste har en tilsvarende indeks for militære varer. Der det likevel eksisterer slike offentlige indekser, er det metodiske problemer i måten de er beregnet, da særlig innenfor produktivitetsvekts blant offentlige ansatte og kvalitetsendringer på materiell (Smith, 1995). En vanlig metode for å unngå dette problemet er å anta at de relative militære og sivile priser er konstante, slik at effekten av prisendringer blir fanget av konstantleddet i likningen. En annen løsning er å benytte militære utgifter som andel av BNP i stedet for faktiske utgifter. Dette medfører at pris- og inntektselastisiteten antas å være like. Det er lite som antyder at totale militære utgifter er sensitive på priser, men enkelte deler vil være det. For eksempel er forskjellen i andel personell- og materiellutgifter varierende fra land til land, der høytlønnede stater velger en mer kapitalintensiv profil (Smith, 1995). I mangel på priser på militære varer blir den første løsningen valgt for å ta høyde for dette problemet. SIPRI viste i 1984 at prisen på militær aktivitet varierer tilsvarende som andre priser, som indikerer at de relative prisene er konstante. De relative prisene kan da fjernes fra etterspørselsfunksjonen, og realverdier for de militære utgiftene blir benyttet som avhengig variabel (Murdoch & Sandler, 1990). Realverdiene for BNP beregnes ved å benytte samme deflator som for de militære utgiftene, og er oppgitt i hele tusen dollar.

Som beskrevet i teorien, vil innbyggerantallet bli relevant i etterspørselen etter militære goder på grunn av konsumet. Derimot vil ikke innbyggertallet være relevant for andre stater. Kravet om eksogenitet til instrumentvariabelen vil dermed være oppfylt $cov(e_{it}, N_{jt}) = 0$, og innbyggertallet kan benyttes som instrument i estimeringen av spill-in effekten.

For å kunne se effektene av finanskrisen, defineres det en dummyvariabel ($D09$). Denne tar verdien 1 for år 2009 eller senere, og 0 ellers. Selv om finanskrisen slo inn i 2008, antas det i denne analysen at virkningene ikke ble gjeldene på de militære utgiftene før 2009. Bakgrunnen for denne antagelsen er at det først var når investeringsbanken Lehman Brothers gikk konkurs i september 2008, at finanskrisen utviklet seg til en global krise. Videre blir de fleste militære organisasjonene styrt med årsbudsjetter, slik at en eventuell endring i forbruket først vil komme til syne i neste års budsjett. Denne analysen vil ikke prøve å svare på i hvilken grad finanskrisen har påvirket sikkerheten eller nytten til staten, men kun fokusere på hvilken effekt den har hatt på etterspørselsfunksjonen.

4. Resultater

I dette kapitlet vil resultatet fra estimeringen presenteres. Innledningsvis presenteres en estimering med fixed effect og random effect transformasjon. Deretter presenteres en modell med instrumentvariabler for å ta høyde for simultanitetsproblemet. For å finne effektene av finanskrisen benyttes to metoder. I den ene metoden deles utvalget opp i to, slik at modellen estimeres separat for perioden før og etter finanskrisen. Konsekvensene av finanskrisen vil da komme til syne som forskjellen i estimatene. Den andre metoden går ut på å benytte dummyer for de variablene som skal undersøkes. Analysen gjør da nytte av hele utvalget, og identifiserer forskjellige effekter av finanskrisen ved hjelp av koeffisientene til dummyene.

For å ta høyde for at statene har blitt medlem av NATO på forskjellige tidspunkt, defineres det en dummy(DNATO) for medlemskap. DNATO er lik 1 når staten er medlem og 0 ellers. Estimeringen blir kun kjørt for de observasjonene der DNATO er lik 1, for på den måten ekskludere observasjoner der den aktuelle staten ikke var medlem.

Signifikansnivået er alltid relevant i en slik analyse. I denne oppgaven benevnes signifikansnivå lavere enn 0,01 som svært signifikant. Signifikansnivå lavere enn 0,05 benevnes som signifikant, og nivå lavere enn 0,10 benevnes svakt signifikant. Alle estimat med statistisk signifikansnivå på 0,10 eller høyere benevnes ikke-signifikant.

4.1 Fixed effect, random effect og IV-metoden

Innledningsvis estimeres de militære utgiftene til medlemmene av NATO gitt av likning (47), der det blir sett bort fra simultanitetsproblemet. Trusselvariabelen blir da behandlet som en eksogen variabel gitt av Russland sine militære utgifter, og spill-in blir sett på som eksogent gitt av summen til de andre NATO-medlemmene. Resultatet fra paneldataregresjonen er presentert i tabell 1. For å ta høyde for eventuelle uobserverte individspesifikke variabler benyttes en modell med fixed effect transformasjon(FE). Hvis de uobserverte variablene er ukorrelert med forklaringsvariablene, vil transformasjonsmetoden random effect(RE) gi en effisient estimator (Wooldridge, 2009). I tabell 1 presenteres en FE-modell i kolonne 2, og en RE-modell i kolonne 3. Begge modellene er estimert med robuste standardavvik. En Hausman-test har en nullhypotese om at de uobserverte effektene er ukorrelert med forklaringsvariablene, noe som gjør at estimatene fra FE og RE blir relativt like. FE-metoden vil gi konsistente estimater i begge tilfellene. RE-metoden gir derimot inkonsistente estimater hvis nullhypotesen forkastes, men

effisiente estimater hvis den ikke forkastes. En Hausman-test av modellene "FE" og "RE" gir en testobservator på 111,53¹⁷. Denne er χ^2 -fordelt og kan forkastes med et signifikansnivå som er lavere enn 0,01. Altså gir RE-metoden inkonsistente estimatorer, og FE-metoden blir derfor valgt.

Tabell 1: Fixed effect, random effect og instrumentert modell

	FE	RE	FE IV
M_{t-1}	0,911*** (0,000)	0,962*** (0,000)	0,845*** (0,000)
M_{-i}	-0.00732*** (0,000)	0,000979 (0,546)	-0,0156*** (0,000)
T	0,0133*** (0,002)	-0,00121 (0,338)	0,0485*** (0,003)
Y	0,0121*** (0,001)	0,00384 (0,209)	0,0142*** (0,000)
N	-0,273 (0,284)	-0,0772 (0,343)	0,0901 (0,665)
Obs.	461	461	386
R^2	0,953	0,945 ^a	0,961
Justert R^2	0,953	0,997 ^b	0,961

p-verdier i parentes

* $p < 0,10$ ** $p < 0,05$ *** $p < 0,01$

^a R^2 "Within"

^b R^2 "Overall"

For å ta høyde for simultanitet benyttes instrumentvariabelmetoden. Instrumentene finnes ved å estimere likning (44) og (45) der $p = 5$. Deretter pålegges det restriksjoner ved å sette de estimatene som ikke er signifikante til null. Restriksjonene testes med t/f-tester, og målet er å stå igjen med en modell for hver stat som kun har signifikante estimat. Tabell 1 A i appendikset viser en oversikt over resultatene for hvert NATO-medlem og Russland. Med unntak av Danmark¹⁸ har alle variablene et signifikansnivå som er lavere enn 0,10. Videre er det relativt høye forklaringsgrader i form av justert R^2 . Unntaket er her Danmark og Romania. En tommelfingerregel er at F-verdien skal være høyere enn 10. Dette gjelder for alle statene med unntak av Danmark, Romania og Slovakia. Men når utgiftene til alle statene summeres, vil

¹⁷ Hausman test på modeller hvor det er benyttet robuste standardavvik er ikke mulig, så testen er gjennomført på modellene der robuste standardavvik ikke er benyttet.

¹⁸ Variabelen for innbyggertallet inkluderes for Danmark selv om denne ikke er signifikant. Dette gjøres for å få signifikant estimat for M_{t-3}

verdiene fra disse ha liten betydning. Det antas derfor at kravet om relevante instrumentene er oppfylt. De estimerte parameterne ble deretter benyttet til å predikere de militære utgiftene i de respektive statene, og en spill-in variabel ble beregnet gitt av likning (43). Denne nye spill-in variabelen og predikerte militære utgifter i Russland ble så benyttet til å estimere likning (47), og den nye modellen presenteres i kolonne 4 i tabell 1 under navnet "FE IV".

I den instrumenterte modellen er alle estimat sterkt statistisk signifikant, med unntak av innbyggertallet som er ikke-signifikant. Modellen har en relativ høy forklaringsgrad. Justert R^2 tilsier at ca. 96 % av variasjonen i de militære utgiftene forklares av denne modellen. På grunn at instrumentene inneholder tilbakedaterte verdier, reduseres antall observasjoner fra 461 til 386.

De tilbakedaterte militære utgiftene har et estimat på 0,845. Tilsvarende resultat kom Looney og Mehay (1990) fram til i deres analyse av USA. Dette indikerer inkrementalisme, og at beslutningsregler og våpenmengde har stor betydning for de militære utgiftene. En t-test viser at hypotesen $\pi_1 = 1$, kan forkastes med signifikansnivå 0,01. Modellen vil derfor ikke eksploderer over tid og det eksisterer en langsiktig likevekt. Koeffisienten tilsier at en økning i de militære utgiftene på 1 000 dollar, vil medføre en økning på 845 dollar neste år. Det kan altså argumenteres for at forsvarsutgiftene først og fremst blir bestemt ut i fra beslutningsregler, som for eksempel krav til operativ evne eller en fastsatt mengde stående styrker.

Estimatet til spill-in variabelen er signifikant negativ. NATO-medlemmene mottar derfor noe nytte fra de allierte sine utgifter, og kan redusere sine egne. Dette innebærer at sikkerhetsgodet i en NATO-stat er et substitutt til tilsvarende gode fra de allierte statene, og at det eksisterer en form for free-riding blant NATO-medlemmene. For det gjennomsnittlige NATO-medlemmet vil en samlet økning av de militære utgiftene på 1 000 dollar hos de andre allierte statene, medføre en reduksjon i egne militære utgifter tilsvarende ca. 16 dollar.

Trusselvariabelen har en positiv koeffisient, og indikerer at Russland sine militære utgifter er en medvirkende faktor til nivået på de militære utgiftene i NATO. Hvis Russland øker sine militære utgifter med 1 000 dollar, vil det gjennomsnittlige NATO-landet øke sine militære utgifter med ca. 49 dollar. Fortegnet bekrefter at NATO ser på Russland som en trussel. Looney og Mehay (1990) fant tilsvarende resultat i sin analyse, men en betydelig høyere verdi. De konkluderte med

at datidens Sovjet så ut til å få mindre betydning for de militære utgiftene i USA, noe resultatene i denne analysen er med på å underbygge.

En positiv effekt av BNP betyr at sikkerhet er et normalt gode som øker når inntekten øker. Dette sammenfaller med Gadea Pardos og Pérez-Forniés (2004) som fant en positiv inntektselastisitet for alle NATO-medlemmene, samt Murdoch og Sandler (1990) som fant tilsvarende i sin analyse av Sverige. Når BNP øker med 1 000 dollar, vil det gjennomsnittlige NATO-medlemmet øke sine militære utgifter med ca. 14 dollar.

Innbyggertallet har en positiv koeffisient, men denne er ikke signifikant. Så innbyggertallet har ingen effekt på etterspørselen etter militære utgifter.

4.2 Delt utvalg

For å se om det er forskjeller i modellen før og etter finanskrisen i 2008, deles utvalget opp i to perioder. Første periode tar for seg fram til og med år 2008. Andre periode tar for seg år 2009-2012. Likning (47) estimeres på nytt for de to periodene og resultatet presenteres i tabell 2.

Tabell 2: Instrumentert modell og delt utvalg

	FE IV	Periode 1	Periode 2
M_{t-1}	0,845*** (0,000)	0,887*** (0,000)	0,663*** (0,008)
M_{-i}	-0,0156*** (0,000)	-0,0258*** (0,009)	0,00518 (0,440)
T	0,0485*** (0,003)	0,109* (0,050)	0,0458 (0,412)
Y	0,0142*** (0,000)	0,00825 (0,258)	-0,0388* (0,058)
N	0,0901 (0,665)	0,907 (0,357)	-4,831* (0,092)
Obs.	386	275	111
R^2	0,961	0,963	0,676
Justert R^2	0,961	0,962	0,661

p-verdier i parentes
 * p<0,10 ** p<0,05 *** p<0,01

I andre kolonne presentere den originale modellen der alle observasjonene benyttes. Estimaten før finanskrisen er listet under Periode 1 i kolonne 3. Periode 2 i kolonne 4 viser estimatene etter finanskrisen. De tilbakedaterte militære utgiftene er meget signifikant i begge periodene, men

koeffisienten er betydelig lavere i den siste. Før finanskrisen var den på 0,887, mot kun 0,663 etter 2008. Altså er det fortsatt indikasjoner på inkrementalisme, men tidligere verdier har ikke like stor betydning. Det lavere estimatet betyr at staten har gått bort fra enkelte beslutningsregler. For eksempel kan det tenkes at staten har redusert sine stående styrker, operative krav eller antall øvelser.

Estimatet for spill-in er negativ før finanskrisen, men skifter til å bli positiv i periode 2. Spill-in variabelen får dermed samme fortegn som er forventet av en trusselvariabel. Men verken spill-in eller trusselvariabelen er signifikant etter 2008. Så hypotesen om at koeffisienten i realiteten er null kan ikke forkastes. Det kan derfor kun konkluderes med at det ikke eksisterer bevis for hverken free-riding eller at Russland er relevant til å forklare de militære utgiftene i NATO etter finanskrisen.

BNP er fortsatt et normalt gode før finanskrisen, men estimatet er ikke lengre signifikant. I andre periode derimot er inntektseffekten negativ og svakt signifikant. Sikkerhet har da blitt et mindreverdige gode. I teorien kan det da eksistere et alternativt normalt gode som er et substitutt for nytten gitt av sikkerhetsgodet. Ved redusert inntekt blir etterspørselen etter det alternative godet lavere, og erstattes av etterspørselen etter sikkerhetsgodet. En annen årsak til denne utviklingen kan være at de militære utgiftene ligger på et minimumsnivå. Finanskrisen har ført til redusert BNP hos de fleste NATO-medlemmene. Selv om redusert inntekt skal føre til reduserte militære utgifter, medfører minimumsnivået at utgiftene opprettholdes. En reduksjon i BNP og svak stigning i militære utgifter vil da gi et negativt estimat. Fritz-Aßmus og Zimmermann (1990) finner også en negativ fortegn til BNP i deres analyse av Vest-Tyskland. Deres estimat er riktig nok ikke signifikant, men de forklarer det negative fortegnet med at militære utgifter kan ha tapt terreng i forhold til de andre offentlige utgifter. Altså kan det tolkes som at de statene som har økt BNP etter finanskrisen, har prioritert andre sektorer som for eksempel helse, utdanning og infrastruktur på bekostning av forsvarssektoren.

I likhet med BNP skifter også estimatet til innbyggertallet fra positivt ikke-signifikant i første periode, til negativt (svakt)signifikant i siste periode. Det negative fortegnet antyder at sikkerhetsgodet etter finanskrisen har egenskaper som ligner mer på et privat gode. Murdoch og Sandler (1990) fant en negativ signifikant effekt av innbyggertallet på de militære utgiftene i Sverige. Årsaken er at økt innbyggertall har gitt større samfunnsutgifter, på bekostning av de

militære. Dette ble bekreftet i deres analyse av en positiv sammenheng mellom ikke-militære utgifter og innbyggertallet. De påpeker også at selv om innbyggertallet kan ha et relativt høyt estimat, så var endringen i innbyggertallet så liten i perioden. Den reelle endringen i militære utgifter på grunn av befolkningsøkning ble derfor minimal. På grunn av den korte tidshorisonten i periode 2, er det også i denne analysen liten endring i innbyggertallet, og det samme argumentet blir gjeldende.

Resultatene i denne estimeringsmetoden skiller seg ut fra teorien og funnene i modellen FE IV. Justert R^2 opprettholder sin verdi på ca. 96 % i første periode, men synker betraktelig til ca. 66 % i periode to. Modellen mister altså en del forklaringskraft etter finanskrisen. En forklaring til dette ligger i at de fleste observasjonene havner inn under den første perioden. Ved flere observasjoner etter finanskrisen, kan det være mulig at denne metoden gir mer troverdige resultater.

4.3 Dummyer

$D09$ introduseres i likning (47) og en ny utvidet modell kan skrives som:

$$M_{it} = (\beta_0 + \beta_{0D}D09_t) + \pi_1 M_{it-1} + (\hat{\gamma} + \hat{\gamma}_D D09_t) \hat{M}_{-i,t} + (\hat{\delta} + \hat{\delta}_D D09_t) \hat{T}_t + (\theta_1 + \theta_{1D} D09_t) Y_{it} + \theta_3 N_{it} + \alpha_i + \varepsilon_{it} \quad (51)$$

Der: $D09_t = \begin{cases} 0 & \text{når } t < 2009 \\ 1 & \text{ellers} \end{cases}$

Prisvariabelen er her fjernet som beskrevet tidligere. Denne utvidede modellen vil kunne sin noe om endringer i konstantleddet (β_{0D}), spill-in ($\hat{\gamma}_D$), trusselvariabelen ($\hat{\delta}_D$) og inntekten (θ_{1D}).

Resultatet fra estimeringen presenteres som modell D1 i andre kolonne i tabell 3.

Før det blir sett nærmere på estimatene til dummyvariablene, sammenlignes de variablene som er felles for FE IV og D1. Den tilbakedaterte variabelen for de militære utgiftene har fått en svak økning fra 0,845 til 0,870 og er fortsatt sterkt signifikant. Spill-in variabelen har gått fra å være -0,0156 og sterkt signifikant, til -0,0262 og signifikant. Trusselvariabelen har relativt sett fått en betydelig endring fra 0,0485 i modellen uten dummyer, til 0,121 i modellen D1. Den er nå svakt signifikant, men antyder at Russland ble sett på som en større trussel før Finanskrisen. BNP

variabelen er fortsatt sterkt signifikant, og er blitt noe lavere i forhold til FE IV modellen.

Innbyggervariabelen er betydelig endret, men den er fortsatt ikke signifikant.

Ingen av estimatene til dummyvariablene er signifikante. Det er da naturlig å teste om alle disse kan forkastes, og følgende test formuleres:

$H^0: \beta_{0D} = \hat{\gamma}_D = \hat{\delta}_D = \theta_{1D} = 0$ (dvs. modellen FE IV er riktig)

$H^A: \beta_{0D} \neq 0, \hat{\gamma}_D \neq 0, \hat{\delta}_D \neq 0, \theta_{1D} \neq 0$ (dvs. modellen D1 er riktig)

Med 4 restriksjoner og 27 frihetsgrader blir testobservatoren $F=12,76$. Det betyr at nullhypotesen kan forkastes med et signifikansnivå som er lavere enn 0,01. Selv om ingen av dummyene er signifikante i D1, så er sistnevnte modell å foretrekke fremfor FE IV. En årsak til ingen av dummyene kan forkastes kan være multikollinearitet. Det blir sett nærmere på dette i tabell A 2 i appendikset.

I neste steg pålegges det restriksjoner på to av dummyvariablene. Dette gir 6 alternative modeller, og dermed 6 hypoteser som må testes. Første nullhypotese som testes er at trusselvariabelen og konstantleddet ikke er signifikant forskjellig som følge av finanskrisen. Altså $\beta_{0D} = \hat{\delta}_D = 0$. Modellen med disse begrensningene presenteres som D2 i tredje kolonne i tabell 3. Den alternative hypotesen blir igjen representert av D1. Testobservatoren F er opplyst i nest siste rad i tabellen, med tilhørende p-verdi i siste rad. For modellen D2 er $F=0,91$ som medfører en p-verdi på 0,4164. Restriksjonen som er pålagt kan altså ikke forkastes. Deretter testes de resterende hypotesene. Konstantleddet og spill-in variabelen antas ingen endret effekt etter finanskrisen i modellen D3 ($\beta_{0D} = \hat{\gamma}_D = 0$). Konstantleddet og BNP variabelen i D4 ($\beta_{0D} = \theta_{1D} = 0$), spill-in og trusselvariabelen i D5 ($\hat{\gamma}_D = \hat{\delta}_D = 0$), BNP og trusselvariabelen i D6 ($\theta_{1D} = \hat{\delta}_D = 0$), samt spill-in og BNP variabelen i D7 ($\hat{\gamma}_D = \theta_{1D} = 0$). For modellene D3-D6 ble testobservatoren F fra 0,86 til 1,71 og disse modellene kan derfor ikke forkastes som verdig alternativ til D1. Modellen D7 fikk derimot testobservatoren $F=7,25$ og kan forkastes med et signifikansnivå lavere enn 0,01.

Det kan nå testes om modellen tåler tre begrensninger. Hypotesene ($\beta_{0D} = \hat{\gamma}_D = \theta_{1D} = 0$), og ($\hat{\gamma}_D = \hat{\delta}_D = \theta_{1D} = 0$) er ikke aktuelle å teste på grunn av at D7 allerede har blitt forkastet. De aktuelle begrensningene blir derfor ($\beta_{0D} = \hat{\delta}_D = \theta_{1D} = 0$) presentert som modell D8, og ($\beta_{0D} = \hat{\gamma}_D = \hat{\delta}_D = 0$) presentert som modell D9.

Tabell 3: Utvidet og alternative modeller med dummyer

	D1	D2	D3	D4	D5	D6	D7	D8	D9
M_{t-1}	0,870*** (0,000)	0,885*** (0,000)	0,884*** (0,000)	0,877*** (0,000)	0,885*** (0,000)	0,883*** (0,000)	0,828*** (0,000)	0,845*** (0,000)	0,882*** (0,000)
M_{-i}	-0,0262** (0,010)	-0,0146*** (0,001)	-0,0133*** (0,002)	-0,0261*** (0,000)	-0,0146*** (0,001)	-0,0162*** (0,000)	-0,0266*** (0,008)	-0,0166*** (0,000)	-0,0123*** (0,001)
$D09.M_{-i}$	0,0111 (0,319)	0,00120*** (0,000)		0,0279** (0,030)		0,0222*** (0,002)		0,000451 (0,200)	
T	0,121* (0,070)	0,0356** (0,014)	0,0357** (0,010)	0,117*** (0,002)	0,0354** (0,014)	0,0419*** (0,003)	0,131* (0,087)	0,0469*** (0,004)	0,0406*** (0,007)
$D09.T$	-0,403 (0,197)		0,00929 (0,174)	-0,367** (0,036)			-0,400 (0,198)		
Y	0,0115*** (0,004)	0,0111*** (0,008)	0,0111*** (0,008)	0,0110** (0,018)	0,0112*** (0,008)	0,0113*** (0,003)	0,0146*** (0,000)	0,0143*** (0,000)	0,0110*** (0,008)
$D09.Y$	-0,000643 (0,274)	-0,00109*** (0,007)	-0,00108*** (0,006)		-0,00114*** (0,005)				-0,000996** (0,024)
N	0,435 (0,454)	0,403 (0,492)	0,404 (0,495)	0,478 (0,480)	0,401 (0,495)	0,377 (0,493)	0,112 (0,625)	0,0774 (0,711)	0,408 (0,489)
$D09$	20445664,0 (0,310)				1270022,5*** (0,000)	-22299974,2*** (0,004)	30772290,7 (0,185)		
Konstant	-11959786,8 (0,424)	-15869455,5 (0,369)	-16741230,2 (0,357)	-12954985,0 (0,475)	-15837606,9 (0,370)	-14081261,6 (0,390)	-2718435,2 (0,637)	-5507893,1 (0,425)	-17686296,7 (0,320)
Obs.	386	386	386	386	386	386	386	386	386
R^2	0,964	0,962	0,962	0,964	0,962	0,962	0,963	0,961	0,962
Justert R^2	0,963	0,962	0,962	0,963	0,962	0,961	0,962	0,961	0,962
F^a	-	0,91	1,01	0,86	0,95	1,71	7,25	5,50	7,83
P^a	-	0,4164	0,3770	0,4324	0,4004	0,1994	0,0030	0,0044	0,0006

p-verdier i parentes

* p<0,10 ** p<0,05 *** p<0,01

^a F/p-verdi for test av modellen mot H^A: D1 er riktig

Testobservatoren for disse hypotesene blir henholdsvis 5,5 og 7,83. Dermed kan begge nullhypotesene forkastes med et signifikansnivå lavere enn 0,01. Konklusjonen blir at det ikke kan pålegges restriksjoner på tre eller alle fire dummyene. Altså må den endelige modellen inneholde minst to dummyer. Videre kan ikke disse to dummyene kun være for konstantleddet og trusselvariabelen, slik som i modell D7

Modellene D2, D3, D4, D5 og D6 er alle gyldige forenklinger av den utvidede modellen D1. Alle disse har en høy justert R^2 på ca. 0,96. Det vil si at disse modellene forklarer ca. 96 % av variasjonen i de militære utgiftene. Dette er et relativt høyt tall, men Murdoch og Sandler (1990) fant i sin analyse av Sverige en R^2 på 0,96-0,99. Hvilken av disse modellene som best forklarer etterspørselen etter de militære utgiftene er ikke gitt. Ser derfor nærmere på resultatet av estimeringen i alle disse fem alternative modellene.

Variabelen for tilbakedaterte militære utgifter har et estimat på 0,877-0,885 og er sterkt signifikant i alle modellene. Alle modellene forkaster også hypotesen $\pi_1 = 1$, og er derfor stabile og har en langsiktig likevekt.

Spill-in variabelen er sterkt signifikant og negativ i alle modellene. For modellene som har en dummy for spill-in etter finanskrisen, varierer koeffisienten fra -0,0146 til -0,0261. Disse modellene tilsier at finanskrisen har medført en endring i estimatene til henholdsvis -0,0134(D2), 0,0018(D4) og 0,006(D6)¹⁹. Altså er det i D4 og D6 et statistisk signifikant skift som gjør at spill-in variabelen blir positiv. Men en test av de nye koeffisientene i D4 og D6 tilsier at disse ikke er signifikante. Det kan derfor kun konkluderes med at bevisene for free-riding ikke lengre er til stede etter finanskrisen. Derimot er det nye estimatet til D2 sterkt signifikant, og konkluderer med at fenomenet free-riding er svekket med ca. 8,2 %²⁰ etter 2008. De to gjenværende modellene D3 og D5 argumenterer for at spill-in variabelen er uforandret etter finanskrisen, og har et estimat fra -0,0133 til -0,0146.

I modellen D4 er trusselvariabelen positiv før finanskrisen med en estimert verdi på 0,117. Etter finanskrisen endres dette estimatet til -0,25²¹. Denne modellen argumenterer for at trusselvariabelen skifter fortegn som følge av finanskrisen, og at Russland i teorien går fra å være

¹⁹ Modell D2: $-0,0146+0,0012=-0,0134$ Modell D4: $-0,0261+0,0279=0,0018$ og Modell D6: $-0,0162+0,0222=0,006$

²⁰ Modell D2: $-0,0012/0,0146 \approx -8,2\%$

²¹ Modell D4: $0,117-0,367=-0,25$

en trussel til å gi en spill-in effekt. En tolkning av dette resultatet er at NATO etter finanskrisen ser på Russland som en bidragsyter til å skape stabilitet i det globale sikkerhetsbilde, og dermed benytter Russland sine militære utgifter som substitutt for deres egne. Modellen D3 tar også høyde for en endring som følge av finanskrisen, men finner ikke noen signifikant forskjell. Sammen med D2, D5 og D6 er de resterende estimatene for trusselvariabelen signifikante og ligger mellom 0,354-0,0419.

Alle modellene finner så å si det samme estimatet for inntektseffekten. Dette ligger på 0,011-0,0113 og er sterkt signifikant, med unntak av D4 som kun har signifikansnivå lavere enn 0,05. De tre modellene D2, D3 og D5 inkluderer en dummy for finanskrisen og viser at inntektseffekten går noe ned til ca. 0,01²². Dette er i seg selv veldig små endringer, men relativt sett er dette en reduksjon på ca. 10 %²³. Ved å benytte gjennomsnittverdier for de militære utgiftene og BNP, kan det beregnes en inntektselastisitet. Elastisiteten sier hvor mange prosent de militære utgiftene endrer seg som følge av én prosent endring i BNP. De gjennomsnittlige militære utgiftene for NATO-medlemmene er i perioden ca. 42,4 milliarder, og BNP har et gjennomsnitt på ca. 1 438 milliarder. For modellen D2 gir dette en inntektselastisitet på ca. 0,377 før finanskrisen, og ca. 0,340 etter finanskrisen.

Ingen av modellene finner signifikante estimat for innbyggertallet. En dummy for konstantleddet er inkludert i D5 og D6. Siden de militære utgiftene er oppgitt i hele tusen, er verdien på disse estimatene noe store. D5 tilsier at etterspørselen skifter oppover med ca. 1,3 milliarder, mot modellen som D6 tilsier et negativt skift på ca. 22,3 milliarder.

²² Modell D2: 0,0111-0,00109=0,01001 Modell D3:0,0111-0,00108=0,01002 Modell D5:0,0112-0,00114=0,01006

²³ Modell D2: -0,00109/0,0111≈ -9,8 % Modell D3: -0,00108/0,0111≈ -9,7 % Modell D5: -0,00114/0,0112≈ -10,2 %

5. Konklusjon

Denne analysen har forsøkt å svare på hvilken effekt finanskrisen har hatt på de militære utgiftene i NATO. For å gjøre dette har det blitt utledet en neo-klassisk modell til å forklare etterspørselen etter de militære utgiftene. Etterspørselsfunksjonen ble så estimert ved å benytte data for NATO-medlemmer og Russland fra 1988 og frem til 2012. Innledningsvis ble fixed effect transformasjon og instrumentvariabler benyttet for å kontrollere for individspesifikke utelatte variabler og simultanitetsproblemet. For å svare på problemstillingen ble først utvalget delt i to perioder, og en modell ble estimert for hver av disse. Deretter ble hele utvalget estimert samlet, og tidsdummyer introdusert for å fange opp effektene. Forskjellige hypoteser ble testet for å kontrollere om de forskjellige effektene var signifikante.

I den instrumenterte modellen ble det funnet at de militære utgiftene er avhengig av militære utgifter i forrige periode, spill-inn, trusselvariabelen og BNP. Det ble bekreftet tilstedeværelse av inkrementalisme. Spill-in variabelen tilsa at det gjennomsnittlige NATO-medlemmet er en free-rider, og at sikkerhetsgodet til en viss grad kan substitueres mellom de allierte. Russland kan tolkes som en trussel, og inntektseffekten bekreftet at sikkerhet er et normalt gode.

Finanskrisen ble antatt å ha en effekt på de militære utgiftene fra og med år 2009. Utvalget ble derfor delt opp i en periode fram til og med 2008, og en periode fra 2009 til 2012. Men resultatet fra denne metoden var ikke egnet til å svare på problemstillingen av tre grunner. For det første argumenterer denne metoden for at sikkerhet skiftet til å bli et mindreverdige gode etter finanskrisen. For det andre mistet modellen betydelig forklaringskraft i form av redusert justert R^2 , samt at spill-in og trusselvariabelen mistet sin signifikans. For det tredje inneholder utvalget i den siste perioden veldig få observasjoner, og samlet sett vurderes modellen til å ha liten troverdighet.

Det er derfor mer troverdig å konkludere med resultatene fra modellene med tidsdummyer. En utvidet modell med 4 tidsdummyer ble estimert. Forskjellige hypotesetester førte til fem alternative modeller. Disse fem har flere fellestrekk og blir benyttet til å svare på problemstillingen.

For det første er det militære utgifter i forrige periode som har størst estimat. Modellene er stabile på lang sikt og de militære utgiftene blir i hovedsak bestemt av utgiftene i foregående periode.

Gitt alt annet likt, så vil en økning i de militære utgiftene på 1 milliard medføre en økning på mellom 877 og 885 millioner år etter.

For det andre er inntektseffekten relativ lik i alle modellene, og tilsier at sikkerhet er et normalt gode. Tre av modellene konkluderer med at inntektseffekten reduseres med ca. 10 % fra 2009 og utover. Dette tilsier at de militære utgiftene etter finanskrisen er mindre følsomme for svingninger i BNP.

For det tredje kan det konkluderes med at Russland i hovedsak har en positiv effekt på de militære utgiftene, som er upåvirket av finanskrisen. Derfor er Russland fortsatt en relevant trusselvariabel. Men én av de alternative modellene skiller seg ut, og gir variabelen et negativt fortegn etter finanskrisen.

De fem alternative modellene spriker mest når det kommer til spill-in variabelen. To av modellene sier at koeffisienten for spill-in er uforandret som følge av finanskrisen. Én modell sier at effekten av spill-in reduseres med ca. 8,2 %, og to modeller sier at effekten forsvinner. Det kan derfor konkluderes med at free-riding er uforandret eller redusert blant NATO-medlemmene etter finanskrisen. I ytterste konsekvens er den redusert så mye at den ikke lenger eksisterer.

Én av de to sistnevnte modellene, som påstår at spill-in forsvinner, er den samme som påstår at trusselvariabelen får en negativ effekt. Konsekvensene av finanskrisen i denne modellen er altså at NATO-medlemmer mister spill-in effekten fra sine allierte, men i stedet får en tilsvarende effekt fra Russland.

Antall observasjoner etter finanskrisen utgjør en svakhet i denne analysen. Det er i skrivende stund snart 5 år siden krisen ble reell. Datasettet inneholder derfor bare 4 år hvor det kan observeres eventuelle effekter. Flere observasjoner etter 2008 vil tydeliggjøre de forskjellige effektene og åpne for en analyse av en spesifikk stat. Hvis det da velges en stat som har tilgjengelig oversikt over utviklingen i prisene, vil det åpne for en bredere analyse. Det ville også være interessant å benytte en annen trusselvariabel, som for eksempel terroristaksjoner. Slike modifikasjoner kan gjøre det lettere å identifisere hvilken av de fem alternative modellene i denne analysen som best forklarer konsekvensene av finanskrisen.

Referanseliste

- Brueckner, J. K. (2003). Strategic interaction among governments: An overview of empirical studies. *International Regional Science Review* 26, 175-188.
- Conybeare, J., Murdoch, J., & Sandler, T. (1994). Alternative collective-goods models of military alliances: Theory and empirics. *Economic Inquiry* 32, 525-542.
- Dudley, L., & Montmarquette, C. (1981). The demand for military expenditures: An international comparison. *Public Choice* 37, 5-31.
- Enders, W. (2010). *Applied econometric time series*. Hoboken, N.J.: Wiley.
- Fritz-Aßmus, D., & Zimmermann, K. (1990). West German demand for defence spending. I K. Hartley, & T. Sandler, *The economics of defence spending: An international survey* (ss. 118-147). London: Routledge.
- Gadea, M., Pardos, E., & Pérez-Forniés, C. (2004). A long-run analysis of defence spending in the NATO countries (1960-99). *Defence and Peace Economics Vol.15*, 231-249.
- Hartley, K., & Sandler, T. (1990). Introduction. I K. Hartley, & T. Sandler, *The economics of defence spending: An international survey* (ss. 1-12). London: Routledge.
- Hartley, K., & Sandler, T. (1995). Introduction. I K. Hartley, & T. Sandler, *Handbook of defense economics* (ss. 1-11). Amsterdam: Elsevier.
- Hilton, B., & Vu, A. (1991). The McGuire model and the economics of the NATO alliance. *Defence Economics* 2, 105-121.
- Hirshleifer, J. (1983). From weakest-link to best-shot: The voluntary provision of public goods. *Public Choice* 41, 371-386.
- Looney, R. E., & Mehay, S. L. (1990). United States defence spending: An international survey. I K. Harley, & T. Sandler, *The economics of defence spending: An international survey* (ss. 13-40). London: Routledge.
- Murdoch, J. C., & Sandler, T. (1984). Complementarity, free riding, and the military expenditures of NATO allies. *Journal of Public Economics* 25, 83-101.

- Murdoch, J. C., & Sandler, T. (1986). The political economy of Scandinavian neutrality. *The Scandinavian Journal of Economics* 88, 583-603.
- Murdoch, J. C., & Sandler, T. (1990). Swedish military expenditures and armed neutrality. I K. Hartley, & T. Sandler, *The economics of defence spending: An international survey* (ss. 148-176). London: Routledge.
- Murdoch, J. C., Sandler, T., & Hansen, L. (1991). An econometric technique for comparing median voter and oligarchy choice models of collective action: The case of the Nato alliance. *The Review of Economics and Statistics* 73, 624-631.
- NATO. (2013). *NATO-Russia Council*. Hentet fra NATO nettside 10.04.2013:
http://www.nato.int/cps/en/natolive/topics_50091.htm
- Ostrom Jr, C. W., & Marra, R. F. (1986). US defence spending and the Soviet estimates. *American Political Science Review* 80, 819-842.
- Sandler, T., & Hartley, K. (1995). *The economics of defense*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Sandler, T., & Shimizu, H. (2012). NATO burden sharing 1999–2010: An altered alliance. *Foreign Policy Analysis*, 1-18.
- Schmidt, C., Pilandon, L., & Aben, J. (1990). Defence spending in France: The price of independence. I K. Hartley, & T. Sandler, *The economics of defence spending: An international survey* (ss. 93-117). London: Routledge.
- SIPRI. (2013a). *SIPRI military expenditure database*. Hentet fra SIPRI nettside 30.07.2013:
<http://milexdata.sipri.org/files/?file=SIPRI+milex+data+1988-2012.xls>
- SIPRI. (2013b). *About SIPRI*. Hentet fra SIPRI nettside 07.01.2013: <http://www.sipri.org/about>
- SIPRI. (2013c). *The SIPRI definition of military expenditure*. Hentet fra SIPRI nettside 31.01.13:
<http://www.sipri.org/databases/milex/definitions>
- Smith, R. P. (1989). Models of military expenditure. *Journal of Applied Econometrics* 4, 345-359.

- Smith, R. P. (1990). Defence spending in the United Kingdom. I K. Hartley, & T. Sandler, *The economics of defence spending: An international survey* (ss. 76-92). London: Routledge.
- Smith, R. P. (1995). The demand for military expenditure. I K. Hartley, & T. Sandler, *Handbook of defense economics I* (ss. 69-108). Amsterdam: Elsevier.
- Stoll, R. J. (1992). Steaming in the dark? Rules, rivals, and the British Navy, 1860-1913. *The Journal of Conflict Resolution* 36, 263-283.
- Tait, A., & Heller, P. S. (1982). *International comparisons of government expenditure*. Washington DC: International Monetary Fund, Paper no. 10.
- The World Bank. (2013a). *World development indicators*. Hentet fra World Bank nettside 30.07.13: http://databank.worldbank.org/data/download/WDI_excel.zip
- The World Bank. (2013b). *Data overview*. Hentet fra World Bank nettside 07.01.2013: <http://data.worldbank.org/about/data-overview>
- Wooldridge, J. M. (2009). *Introductory econometrics: A modern approach*. Mason, Ohio: South-Western Cengage Learning.

Appendiks

Detaljert utledning av likning (27) til (36)

Tar utgangspunkt i likning (27):

$$\begin{pmatrix} M_1 \\ M_2 \\ \vdots \\ M_n \end{pmatrix} = \beta \begin{pmatrix} 0 & \omega_{12} & \cdots & \omega_{1n} \\ \omega_{21} & 0 & \cdots & \omega_{2n} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \omega_{n1} & \omega_{n2} & \cdots & 0 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} M_1 \\ M_2 \\ \vdots \\ M_n \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \mathbf{X}_1 & 0 & \cdots & 0 \\ 0 & \mathbf{X}_2 & \cdots & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & \cdots & \mathbf{X}_n \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \boldsymbol{\theta}_1 \\ \boldsymbol{\theta}_2 \\ \vdots \\ \boldsymbol{\theta}_n \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} e_1 \\ e_2 \\ \vdots \\ e_n \end{pmatrix} \quad (27)$$

Som kan skrives:

$$\mathbf{M} = \beta \mathbf{W} \mathbf{M} + \mathbf{X} \boldsymbol{\theta} + \mathbf{e} \quad (28)$$

Løsningen for denne med hensyn til militære utgifter vil være:

$$\mathbf{M}(\mathbf{I}_n - \beta \mathbf{W}) = \mathbf{X} \boldsymbol{\theta} + \mathbf{e} \quad (A1)$$

Som gir:

$$\mathbf{M} = (\mathbf{I}_n - \beta \mathbf{W})^{-1} \mathbf{X} \boldsymbol{\theta} + (\mathbf{I}_n - \beta \mathbf{W})^{-1} \mathbf{e} \quad (29)$$

Skiller på effektene fra fiendtlige, allierte og nøytrale stater, og skriver:

$$\begin{aligned} \begin{pmatrix} M_1 \\ M_2 \\ \vdots \\ M_l \\ M_n \end{pmatrix} &= \beta^F \begin{pmatrix} 0 & \omega_{12} & \cdots & \omega_{1l} & \omega_{1n} \\ \omega_{21} & 0 & \cdots & \omega_{2l} & \omega_{2n} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots & \vdots \\ \omega_{l1} & \omega_{l2} & & \ddots & \omega_{ln} \\ \omega_{n1} & \omega_{n2} & \cdots & \omega_{nl} & 0 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} M_1 \\ M_2 \\ \vdots \\ M_l \\ M_n \end{pmatrix} \\ &+ \beta^A \begin{pmatrix} 0 & \omega_{12} & \cdots & \omega_{1l} & \omega_{1n} \\ \omega_{21} & 0 & \cdots & \omega_{2l} & \omega_{2n} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots & \vdots \\ \omega_{l1} & \omega_{l2} & & \ddots & \omega_{ln} \\ \omega_{n1} & \omega_{n2} & \cdots & \omega_{nl} & 0 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} M_1 \\ M_2 \\ \vdots \\ M_l \\ M_n \end{pmatrix} \\ &+ \beta^N \begin{pmatrix} 0 & \omega_{12} & \cdots & \omega_{1l} & \omega_{1n} \\ \omega_{21} & 0 & \cdots & \omega_{2l} & \omega_{2n} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots & \vdots \\ \omega_{l1} & \omega_{l2} & & \ddots & \omega_{ln} \\ \omega_{n1} & \omega_{n2} & \cdots & \omega_{nl} & 0 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} M_1 \\ M_2 \\ \vdots \\ M_l \\ M_n \end{pmatrix} \\ &+ \begin{pmatrix} \mathbf{X}_1 & 0 & \cdots & 0 & 0 \\ 0 & \mathbf{X}_2 & \cdots & 0 & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots & \vdots \\ \vdots & \vdots & & \mathbf{X}_l & 0 \\ 0 & 0 & \cdots & 0 & \mathbf{X}_n \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \boldsymbol{\theta}_1 \\ \boldsymbol{\theta}_2 \\ \vdots \\ \boldsymbol{\theta}_l \\ \boldsymbol{\theta}_n \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} e_1 \\ e_2 \\ \vdots \\ e_l \\ e_n \end{pmatrix} \end{aligned} \quad (A2)$$

Som kan skrives som likning (30):

$$\mathbf{M} = \beta^F \mathbf{W}^F \mathbf{M} + \beta^A \mathbf{W}^A \mathbf{M} + \beta^N \mathbf{W}^N \mathbf{M} + \mathbf{X}\boldsymbol{\theta} + \mathbf{e} \quad (30)$$

Fyller inn $\omega_{ij} = 0$ i \mathbf{W}^F der hvor i og j ikke er fiender, og $\omega_{ij} = 0$ i \mathbf{W}^A der hvor i og j ikke er allierte. Benevner NATO-medlemmene som $i, j = 1, \dots, l$, og Russland som staten n slik at

$M_n = M_{RUS} = T$ osv. Antar ingen effekt fra nøytrale stater slik at $\beta^N = 0$:

$$\begin{aligned} \begin{pmatrix} M_1 \\ M_2 \\ \vdots \\ M_l \\ T \end{pmatrix} &= \beta^F \begin{pmatrix} 0 & 0 & \cdots & 0 & \omega_{1,RUS} \\ 0 & 0 & \cdots & 0 & \omega_{2,RUS} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots & \vdots \\ 0 & 0 & & \ddots & \omega_{l,RUS} \\ \omega_{RUS,1} & \omega_{RUS,2} & \cdots & \omega_{RUS,l} & 0 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} M_1 \\ M_2 \\ \vdots \\ M_l \\ T \end{pmatrix} \\ &+ \beta^A \begin{pmatrix} 0 & \omega_{12} & \cdots & \omega_{1l} & 0 \\ \omega_{21} & 0 & \cdots & \omega_{2l} & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots & \vdots \\ \omega_{l1} & \omega_{l2} & & \ddots & 0 \\ 0 & 0 & \cdots & 0 & 0 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} M_1 \\ M_2 \\ \vdots \\ M_l \\ T \end{pmatrix} \\ &+ \begin{pmatrix} \mathbf{X}_1 & 0 & \cdots & 0 & 0 \\ 0 & \mathbf{X}_2 & \cdots & 0 & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots & \vdots \\ \vdots & \vdots & & \mathbf{X}_l & 0 \\ 0 & 0 & \cdots & 0 & \mathbf{X}_{RUS} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \boldsymbol{\theta}_1 \\ \boldsymbol{\theta}_2 \\ \vdots \\ \boldsymbol{\theta}_l \\ \boldsymbol{\theta}_{RUS} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} e_1 \\ e_2 \\ \vdots \\ e_l \\ e_{RUS} \end{pmatrix} \end{aligned} \quad (A3)$$

Forenkler med å skrive $\beta^F \omega_{i,RUS} = \delta_i$. Antar at Russland ikke skiller mellom medlemmene i

NATO slik at $\omega_{RUS,1} = \omega_{RUS,2} = \cdots = \omega_{RUS,l}$, og skriver $\beta^F \omega_{RUS,l} = \mu$:

$$\begin{aligned} \begin{pmatrix} M_1 \\ M_2 \\ \vdots \\ M_l \\ T \end{pmatrix} &= \begin{pmatrix} 0 & 0 & \cdots & 0 & \delta_1 \\ 0 & 0 & \cdots & 0 & \delta_2 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots & \vdots \\ 0 & 0 & & \ddots & \delta_l \\ \mu & \mu & \cdots & \mu & 0 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} M_1 \\ M_2 \\ \vdots \\ M_l \\ T \end{pmatrix} \\ &+ \beta^A \begin{pmatrix} 0 & \omega_{12} & \cdots & \omega_{1l} & 0 \\ \omega_{21} & 0 & \cdots & \omega_{2l} & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots & \vdots \\ \omega_{l1} & \omega_{l2} & & \ddots & 0 \\ 0 & 0 & \cdots & 0 & 0 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} M_1 \\ M_2 \\ \vdots \\ M_l \\ T \end{pmatrix} \\ &+ \begin{pmatrix} \mathbf{X}_1 & 0 & \cdots & 0 & 0 \\ 0 & \mathbf{X}_2 & \cdots & 0 & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots & \vdots \\ \vdots & \vdots & & \mathbf{X}_l & 0 \\ 0 & 0 & \cdots & 0 & \mathbf{X}_{RUS} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \boldsymbol{\theta}_1 \\ \boldsymbol{\theta}_2 \\ \vdots \\ \boldsymbol{\theta}_l \\ \boldsymbol{\theta}_{RUS} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} e_1 \\ e_2 \\ \vdots \\ e_l \\ e_{RUS} \end{pmatrix} \end{aligned} \quad (A4)$$

Ved å løse ut disse matrisene, for så skrive de militære utgiftene for Russland i en egen ligning, kan dette skrives som:

$$\begin{pmatrix} M_1 \\ M_2 \\ \vdots \\ M_l \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \delta_1 \\ \delta_2 \\ \vdots \\ \delta_l \end{pmatrix} T + \beta^A \begin{pmatrix} 0 & \omega_{12} & \cdots & \omega_{1l} \\ \omega_{21} & 0 & \cdots & \omega_{2l} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \omega_{l1} & \omega_{l2} & \cdots & 0 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} M_1 \\ M_2 \\ \vdots \\ M_l \end{pmatrix} \quad (\text{A5})$$

$$+ \begin{pmatrix} \mathbf{X}_1 & 0 & \cdots & 0 \\ 0 & \mathbf{X}_2 & \cdots & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & \cdots & \mathbf{X}_l \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \boldsymbol{\theta}_1 \\ \boldsymbol{\theta}_2 \\ \vdots \\ \boldsymbol{\theta}_l \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} e_1 \\ e_2 \\ \vdots \\ e_l \end{pmatrix}$$

$$T = \mu \sum_{i=1}^l M_i + \mathbf{X}_{RUS} \boldsymbol{\theta}_{RUS} + e_{RUS} \quad (\text{A6})$$

Som da gir likningene (31) og (32):

$$\mathbf{M}_{-RUS} = \boldsymbol{\delta} T + \beta^A \mathbf{W}_{-RUS}^A \mathbf{M}_{-RUS} + \mathbf{X}_{-RUS} \boldsymbol{\theta}_{-RUS} + \mathbf{e}_{-RUS} \quad (\text{31})$$

$$T = \mu \sum_{i=1}^l M_i + \mathbf{X}_{RUS} \boldsymbol{\theta}_{RUS} + e_{RUS} \quad (\text{32})$$

Antar videre at det enkelte medlemslandet i NATO ikke skiller på de militære utgiftene fra de andre medlemmene. Dette betyr at for eksempel Norge vurderer en økning i Danmark sine militære utgifter som likeverdig til en tilsvarende økning i USA. Kan da skrive

$\omega_{12} = \omega_{13} = \cdots = \omega_{1l}$, $\omega_{21} = \omega_{23} = \cdots = \omega_{2l}$, osv, og forenkler uttrykket ved å definere $\beta^A \omega_{il} = \gamma_i$.

$$\begin{pmatrix} M_1 \\ M_2 \\ \vdots \\ M_l \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \delta_1 \\ \delta_2 \\ \vdots \\ \delta_l \end{pmatrix} T + \begin{pmatrix} 0 & \gamma_1 & \cdots & \gamma_1 \\ \gamma_2 & 0 & \cdots & \gamma_2 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \gamma_l & \gamma_l & \cdots & 0 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} M_1 \\ M_2 \\ \vdots \\ M_l \end{pmatrix} \quad (\text{A7})$$

$$+ \begin{pmatrix} \mathbf{X}_1 & 0 & \cdots & 0 \\ 0 & \mathbf{X}_2 & \cdots & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & \cdots & \mathbf{X}_l \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \boldsymbol{\theta}_1 \\ \boldsymbol{\theta}_2 \\ \vdots \\ \boldsymbol{\theta}_l \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} e_1 \\ e_2 \\ \vdots \\ e_l \end{pmatrix}$$

$$T = \mu \sum_{i=1}^l M_i + \mathbf{X}_{RUS} \boldsymbol{\theta}_{RUS} + e_{RUS} \quad (\text{A8})$$

Dette gir igjen likningene (33)-(36):

$$M_1 = \gamma_1 M_{-1} + \delta_1 T + \mathbf{X}_1 \boldsymbol{\theta}_1 + e_1 \quad (33)$$

$$M_2 = \gamma_2 M_{-2} + \delta_2 T + \mathbf{X}_2 \boldsymbol{\theta}_2 + e_2 \quad (34)$$

⋮

$$M_l = \gamma_l M_{-l} + \delta_l T + \mathbf{X}_l \boldsymbol{\theta}_l + e_l \quad (35)$$

$$T = \mu \sum_{i=1}^l M_i + \mathbf{X}_{RUS} \boldsymbol{\theta}_{RUS} + e_{RUS} \quad (36)$$

Der $M_{-i} = \sum_{j=1}^l M_j - M_i \quad i, j = 1, \dots, j$

Tabell A 1: Instrumenter

	Norge	USA	Belgia	Canada	Danmark	Frankrike	Island	Italia	Luxemburg	Nederland
M_{t-1}	0,366* (0,088)	1,279*** (0,000)	0,839*** (0,000)	1,305*** (0,000)		0,809*** (0,000)	0,565* (0,052)	0,667*** (0,000)		0,677*** (0,000)
M_{t-2}		-0,423* (0,076)		-0,428* (0,083)						
M_{t-3}					-0,413* (0,086)				0,490** (0,044)	
M_{t-4}										
M_{t-5}									-0,619* (0,071)	
Y				0,00136* (0,089)				0,00805** (0,012)		0,0109*** (0,001)
N	1,426** (0,010)	0,880** (0,049)			-0,220 (0,279)			-0,881*** (0,003)	1,512*** (0,001)	-2,338*** (0,001)
Obs.	24	23	24	23	22	24	3	24	20	24
R^2	0,754	0,959	0,878	0,945	0,159	0,681	0,993	0,841	0,890	0,870
Justert R^2	0,731	0,952	0,872	0,936	0,071	0,666	0,987	0,817	0,870	0,851
F	32,17	146,4	158,3	108,3	1,798	46,86	150,2	35,19	43,21	44,77

p-verdier i parentes

* p<0,10 ** p<0,05 *** p<0,01

Tabell A 1: Instrumenter forts.

	Portugal	UK	Tyskland	Hellas	Spania	Tyrkia	Tsjekkia	Ungarn	Polen	Bulgaria
M_{t-1}		1,329*** (0,000)	0,667*** (0,000)	0,427** (0,022)	1,162*** (0,000)	0,934*** (0,000)		0,911*** (0,000)	-0,525* (0,071)	0,806*** (0,000)
M_{t-2}	-0,741*** (0,004)	-0,479** (0,013)		-0,550*** (0,009)					-0,421* (0,063)	
M_{t-3}	-0,531** (0,034)		-0,179** (0,026)		-0,529*** (0,001)					
M_{t-4}						-0,182* (0,071)	0,704*** (0,001)			-0,0729** (0,014)
M_{t-5}				-0,798*** (0,000)				-0,183** (0,013)	0,159** (0,028)	
Y	-0,00703* (0,067)	0,00222** (0,035)	-0,00656* (0,081)	0,0261*** (0,000)					0,0303*** (0,000)	
N	4,147*** (0,000)		-2,218** (0,027)	2,347* (0,057)			-3,990*** (0,000)	0,863** (0,035)		
Obs.	22	23	22	20	22	21	16	20	20	20
R^2	0,896	0,947	0,974	0,925	0,806	0,748	0,850	0,768	0,975	0,643
Justert R^2	0,872	0,938	0,968	0,899	0,786	0,720	0,827	0,725	0,968	0,600
F	36,69	112,2	160,8	34,76	39,56	26,77	36,91	17,66	146,7	15,28

p-verdier i parentes

* p<0,10 ** p<0,05 *** p<0,01

Tabell A 1: Instrumenter forts.

	Estonia	Latvia	Litauen	Romania	Slovakia	Slovenia	Albania	Kroatia	Russland
M_{t-1}	0,418** (0,014)	0,321*** (0,003)		0,567*** (0,009)	0,714*** (0,003)	0,857*** (0,001)	0,562*** (0,005)	1,250*** (0,000)	0,558*** (0,003)
M_{t-2}	0,479** (0,047)		0,411** (0,012)		-0,448** (0,045)			-0,473*** (0,009)	
M_{t-3}	-0,963*** (0,003)						-0,515*** (0,007)		0,351** (0,022)
M_{t-4}				-0,216*** (0,002)					-0,289** (0,024)
M_{t-5}	0,494*** (0,007)	-0,715*** (0,000)	-0,767*** (0,001)	0,101** (0,012)			0,520*** (0,009)		
Y	0,0175*** (0,000)	0,0219*** (0,000)	0,0198*** (0,001)			0,00641** (0,023)			0,0184** (0,010)
N		-0,405** (0,026)			-6,111** (0,049)	-1,947** (0,044)	-0,610*** (0,001)	1,513* (0,059)	
Obs.	16	15	15	20	18	20	17	19	18
R^2	0,991	0,987	0,837	0,451	0,642	0,869	0,955	0,957	0,981
Justert R^2	0,986	0,982	0,792	0,348	0,565	0,844	0,940	0,948	0,975
F	219,1	193,1	18,79	4,383	8,353	35,31	63,57	110,5	165,9

p-verdier i parentes

* p<0,10 ** p<0,05 *** p<0,01

Multikollinearitet i utvidet modell

Som beskrevet i teorien så vil multikollinearitet føre til høye standardavvik, og føre til at nullhypoteser ikke kan forkastes. I tabell A 2 presenteres en korrelasjonsmatrise for variablene i modell D1.

Tabell A 2: Korrelasjonsmatrise for modell D1

	M_{t-1}	M_{-i}	$D09.M_{-i}$	T	$D09.T$	Y	$D09.Y$	N	$D09$
M_{t-1}	1,0000								
M_{-i}	0,8739*	1,0000							
$D09.M_{-i}$	-0,6536	-0,4962	1,0000						
T	-0,9531*	-0,9716*	0,5165	1,0000					
$D09.T$	0,9768*	0,9035*	-0,5267	-0,9736*	1,0000				
Y	0,4915	0,2711	-0,1513	-0,3847	0,5018	1,0000			
$D09.Y$	-0,2584	-0,2052	0,8430*	0,1648	-0,1250	0,3837	1,0000		
N	-0,7489	-0,5248	0,3402	0,6478	-0,7489	-0,9437*	-0,2155	1,0000	
$D09$	-0,7675	-0,7787	0,0383	0,8464*	-0,8695*	-0,4989	-0,3416	0,6796	1,0000

* korrelasjon har større absoluttverdi enn 0,8

Det er relativ høy korrelasjon mellom flere variabler i denne modellen. Alle variablene har en korrelasjonskoeffisient større enn 0,8 med minst én annen variabel. Men det er særlig trusselvariabelen, og dummyen til trusselvariabelen som korrelerer. Disse korrelerer med hverandre og i tillegg med 3 andre variabler. En løsning på problemet med multikollinearitet kan være å fjerne en variabel. I dette tilfellet ser det ut som at dummyen til trusselvariabelen er den som skaper størst problemer. Altså kan det på grunn av multikollinearitet argumenteres for at de alternative modellene D2, D5 og D6 i tabell 3 er å foretrekke.